



La transmission de l'instabilité des prix agricoles internationaux et ses conséquences dans les pays en développement

Julie Subervie

► To cite this version:

Julie Subervie. La transmission de l'instabilité des prix agricoles internationaux et ses conséquences dans les pays en développement. Sciences de l'Homme et Société. Université d'Auvergne - Clermont-Ferrand I, 2007. Français. NNT: . tel-00201964

HAL Id: tel-00201964

<https://theses.hal.science/tel-00201964>

Submitted on 3 Jan 2008

HAL is a multi-disciplinary open access archive for the deposit and dissemination of scientific research documents, whether they are published or not. The documents may come from teaching and research institutions in France or abroad, or from public or private research centers.

L'archive ouverte pluridisciplinaire **HAL**, est destinée au dépôt et à la diffusion de documents scientifiques de niveau recherche, publiés ou non, émanant des établissements d'enseignement et de recherche français ou étrangers, des laboratoires publics ou privés.

Université d'Auvergne Clermont-Ferrand I
Faculté des Sciences Économiques et de Gestion
École Doctorale des Sciences Économiques, Juridiques et de Gestion
Centre d'Études et de Recherches sur le Développement International (CERDI)

La transmission de l'instabilité des prix agricoles internationaux et ses conséquences dans les pays en développement

Thèse Nouveau Régime
Présentée et soutenue publiquement le 14 Décembre 2007
Pour l'obtention du titre de Docteur *ès* Sciences Économiques

Par
Julie Subervie

Sous la direction de
Mme Catherine ARAUJO-BONJEAN et
M. le Professeur Patrick GUILLAUMONT

Membres du Jury :

Directeurs	Catherine ARAUJO-BONJEAN Patrick GUILLAUMONT	Chargée de recherche CNRS, Université d'Auvergne (CERDI) Professeur à l'Université d'Auvergne (CERDI)
Rapporteurs	Christopher ADAM Alexander SARRIS	Professeur à l'Université d'Oxford Directeur de la Division des Produits de Base et du Commerce, FAO
Suffragant	Christian MORRISSON	Professeur Émerite à l'Université Panthéon-Sorbonne

Université d'Auvergne Clermont-Ferrand I
Faculté des Sciences Économiques et de Gestion
École Doctorale des Sciences Économiques, Juridiques et de Gestion
Centre d'Études et de Recherches sur le Développement International (CERDI)

La transmission de l'instabilité des prix agricoles internationaux et ses conséquences dans les pays en développement

Thèse Nouveau Régime
Présentée et soutenue publiquement le 14 Décembre 2007
Pour l'obtention du titre de Docteur *ès* Sciences Économiques

Par
Julie Subervie

Sous la direction de
Mme Catherine ARAUJO-BONJEAN et
M. le Professeur Patrick GUILLAUMONT

Membres du Jury :

Directeurs	Catherine ARAUJO-BONJEAN Patrick GUILLAUMONT	Chargée de recherche CNRS, Université d'Auvergne (CERDI) Professeur à l'Université d'Auvergne (CERDI)
Rapporteurs	Christopher ADAM Alexander SARRIS	Professeur à l'Université d'Oxford Directeur de la Division des Produits de Base et du Commerce, FAO
Suffragant	Christian MORRISSON	Professeur Émerite à l'Université Panthéon-Sorbonne

La faculté n'entend donner aucune approbation ou improbation aux opinions émises dans cette thèse. Ces opinions doivent être considérées comme propres à leur auteur.

REMERCIEMENTS

Je tiens tout d'abord à exprimer ma reconnaissance à Patrick Guillaumont et à Catherine Araujo-Bonjean qui ont dirigé mes travaux durant ces quatre années.

Je remercie les chercheurs invités au CERDI et les participants aux colloques pour leurs conseils précieux et les membres du CERDI sans qui la réalisation de ce travail n'aurait pas été possible, avec une pensée particulière à Martine Bouchut.

Je dois également dire la chance que j'ai eue de passer ces années de doctorat en compagnie de collègues et amis épatants et adorables. Un merci tout particulier à Florent Bresson, Christophe Cottet, Yohana Dukhan, Sylvain Chabé-Ferret, Fousseini Traore, Catherine Korachais et Céline Carrère, pour les bons tuyaux et les bonnes blagues.

Enfin, je tiens à saluer la patience de mes parents et de mon conjoint et je les remercie de tout mon coeur pour leur soutien sans faille et leurs encouragements.

A ma famille,
présente et à venir.

Table des matières

Introduction	5
1 Des prix agricoles internationaux aux prix payés aux producteurs	17
1.1 Introduction	18
1.2 Les filières agricoles d'exportation	19
1.3 Littérature empirique	24
1.4 Méthodologie	26
1.5 Données	28
1.6 Estimations	29
1.6.1 La relation entre la VUE et le prix international	29
1.6.2 La relation entre le prix payé aux producteurs et la VUE	31
1.6.3 La relation entre le prix payé aux producteurs et le prix international	31
1.7 Conclusion	35
Annexe A Revue de l'information statistique sur les prix à la production dans les PED	41
A.1 La couverture des données	42
A.2 La qualité des données	51
A.3 Sources multiples	55
A.4 Prix de gros et prix au détail	60
2 Rupture et asymétrie de la transmission des prix agricoles internationaux	63
2.1 Introduction	64
2.2 Vitesse et asymétrie de la transmission entre les prix dans la littérature empirique	65

Table des matières

2.2.1	Facteurs d'accélération de la transmission des chocs de prix internationaux	66
2.2.2	Facteurs d'asymétrie dans la transmission	68
2.3	Méthodologie et tests d'hypothèses	69
2.3.1	Tests de cointégration standards	70
2.3.2	Cointégration avec rupture et MCE	71
2.3.3	Cointégration asymétrique et MCE	73
2.4	Résultats	75
2.4.1	Le Salvador	76
2.4.2	L'Inde	84
2.4.3	L'Ouganda	91
2.4.4	Le Costa Rica	97
2.5	Conclusion	101
3	Le rôle du taux de change réel dans la transmission des prix agricoles internationaux	103
3.1	Introduction	104
3.2	Instabilité des prix en dollars versus instabilité des prix en monnaie locale	106
3.2.1	Construction des indices de prix et mesure de l'instabilité . .	106
3.2.2	Comparaison de l'instabilité des indices de prix	111
3.2.3	Décomposition de l'instabilité des prix réels en monnaie locale	111
3.3	La relation entre les prix réels internationaux et le taux de change réel	118
3.3.1	Les mécanismes théoriques dans la relation entre le taux de change et les prix internationaux	118
3.3.2	La littérature empirique sur la relation entre les prix internationaux et les taux de change	119
3.4	Méthodologie	121
3.5	Résultats	122
3.5.1	Tests de racine unitaire et tests de cointégration standard . .	122
3.5.2	Tests de cointégration asymétrique	123
3.6	Conclusion	124
4	La réponse variable de l'offre agricole à l'instabilité des prix internationaux	139
4.1	Introduction	140
4.2	Principaux résultats de la littérature empirique	143
4.2.1	L'effet de l'instabilité des prix sur l'offre agricole	143
4.2.2	Environnement macroéconomique et réponse de l'offre	145
4.3	Modéliser une réponse variable de l'offre à l'instabilité des prix internationaux	146

4.3.1	Infrastructures	148
4.3.2	Inflation	149
4.3.3	Développement financier	149
4.3.4	Le modèle économétrique	151
4.4	Construction des indices de prix et mesure de l'instabilité	151
4.4.1	Indices de prix et de production	152
4.4.2	Mesure de l'instabilité des indices de prix	153
4.4.3	Autres sources de données	153
4.5	Résultats	154
4.5.1	L'effet inconditionnel de l'instabilité des prix internationaux	155
4.5.2	L'effet de l'environnement macroéconomique sur l'impact de l'instabilité	155
4.6	Conclusion	158
Annexe A	Agrégation des fonctions d'offre individuelles	163
Annexe B	Description des variables et sources des données	164
5	Comment l'instabilité macroéconomique diminue la survie infanto- juvénile	167
5.1	Introduction	168
5.2	La relation entre instabilité et survie	169
5.2.1	Le canal de la croissance	169
5.2.2	L'effet d'asymétrie	170
5.2.3	L'accroissement de la pauvreté induit une diminution de la survie	171
5.3	Méthode d'estimation	171
5.3.1	Définition de la variable dépendante	171
5.3.2	Définition de la variable d'intérêt	174
5.4	Modèle	174
5.4.1	La relation entre instabilité du revenu et survie infanto-juvénile	175
5.4.2	La relation entre instabilités primaires et survie	179
5.4.3	Méthodologie et données	179
5.5	Résultats	180
5.5.1	Statistique descriptive	180
5.5.2	Les effets de l'instabilité sur la survie	182
5.6	Conclusion	187
	Conclusion	195

Introduction

L'une des principales menaces qui pèsent sur les producteurs des pays en développement est de voir chuter brutalement le prix international des produits agricoles de base. En effet, une part importante du revenu des petits producteurs de produits agricoles d'exportation dépend du prix international. Si ce prix ne peut être anticipé, les décisions de production ne peuvent être prises de manière efficiente. De plus, les petits producteurs ne disposent généralement pas d'instruments d'assurance efficaces pour faire face aux importantes chutes de revenus, ce qui contribue à accroître leur vulnérabilité. L'objet de cette thèse est précisément d'analyser dans quelle mesure les fluctuations des prix internationaux sont transmises aux prix payés aux producteurs des pays en développement, puis d'estimer les conséquences de l'instabilité des prix internationaux sur l'offre agricole et le niveau de pauvreté dans ces pays.

Le problème de l'instabilité des prix agricoles mondiaux

Le problème de l'instabilité des prix agricoles internationaux est ancien et fait l'objet d'une littérature économique importante. De nombreux travaux ont étudié l'impact de l'instabilité des prix agricoles internationaux sur les recettes d'exportation des pays en développement, notamment parce que de nombreux pays demeurent tributaires des exportations d'un petit nombre de produits agricoles de base qui représentent une part importante de leurs recettes d'exportation. D'après la FAO (2004), au moins 43 pays en développement dépendent encore d'un produit agricole représentant plus de 20 pour cent des recettes totales des exportations de marchandises. La plupart de ces pays se situent en Afrique subsaharienne, en Amérique latine ou dans les Caraïbes, et sont tributaires de produits d'exportation comme le sucre, le café, le coton ou la banane. Dans ces pays, l'instabilité des recettes gouvernementales complique la planification du budget et peut compromettre les objectifs d'endettement.

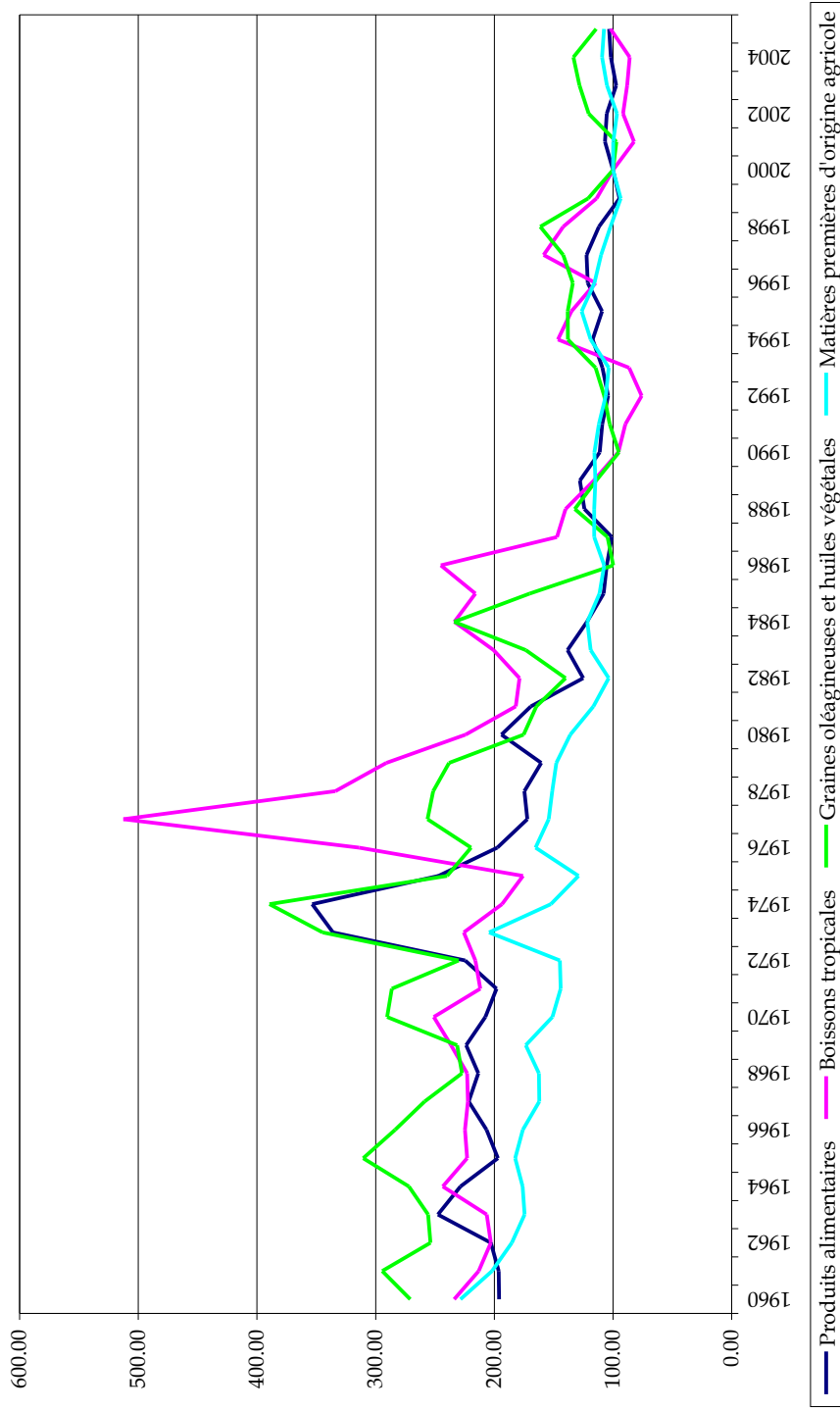
Si au niveau agrégé l'impact de l'instabilité des exportations sur la croissance des pays en développement a souvent été étudié, l'impact de l'instabilité des prix internationaux sur les petits producteurs a en revanche rarement été analysé, en raison de la rareté des données de prix à la production. Pourtant, l'instabilité des prix agricoles internationaux peut affecter les petits producteurs d'au moins deux façons. D'une part, l'instabilité des prix décourage l'investissement et l'innovation dont le rendement est incertain. D'autre part, l'instabilité du revenu a des effets néfastes sur le niveau de vie, en particulier lorsque les conséquences d'un choc de revenu négatif ne peuvent être compensées par un choc de revenu positif. Ces effets irréversibles de l'instabilité du revenu sont à l'origine des « pièges de pauvreté ».

Ampleur et évolution de l'instabilité des prix agricoles internationaux

Le prix international des produits agricoles de base est caractérisé par une forte instabilité. Dans la littérature économique, le terme « instabilité » (ou « volatilité ») fait généralement référence à une mesure de la variabilité du prix. Celle-ci est mesurée par rapport à une valeur de référence qui peut être une valeur moyenne ou, comme cela est plus souvent le cas dans les travaux récents, une valeur tendancielle. En outre, les écarts à la tendance sont habituellement appelées « chocs de prix ». Les prix agricoles sont par nature instables¹, mais ils apparaissent globalement moins instables sur la période récente (graphiques 1 et 2). Cependant, comme l'indique le tableau 1, sur la période 2002-2006, l'instabilité du prix des produits peut facilement dépasser 10 pour cent de la valeur tendancielle et jusqu'à 20 pour cent dans certains cas. D'après la FAO (2004), sur la période 1961-2001, l'instabilité des prix des produits agricoles exportés par les pays en développement est plus forte que celle des produits agricoles exportés par les pays développés. Les pays en développement dont les exportations de produits de base sont plus diversifiées sont confrontés à une instabilité des prix relativement plus faible (Dehn, Gilbert, Varangis 2005). Cependant, le fait qu'un pays diversifie ses exportations n'implique pas qu'à l'échelle individuelle les petits producteurs parviennent à diversifier leurs cultures ou leurs activités génératrices de revenus.

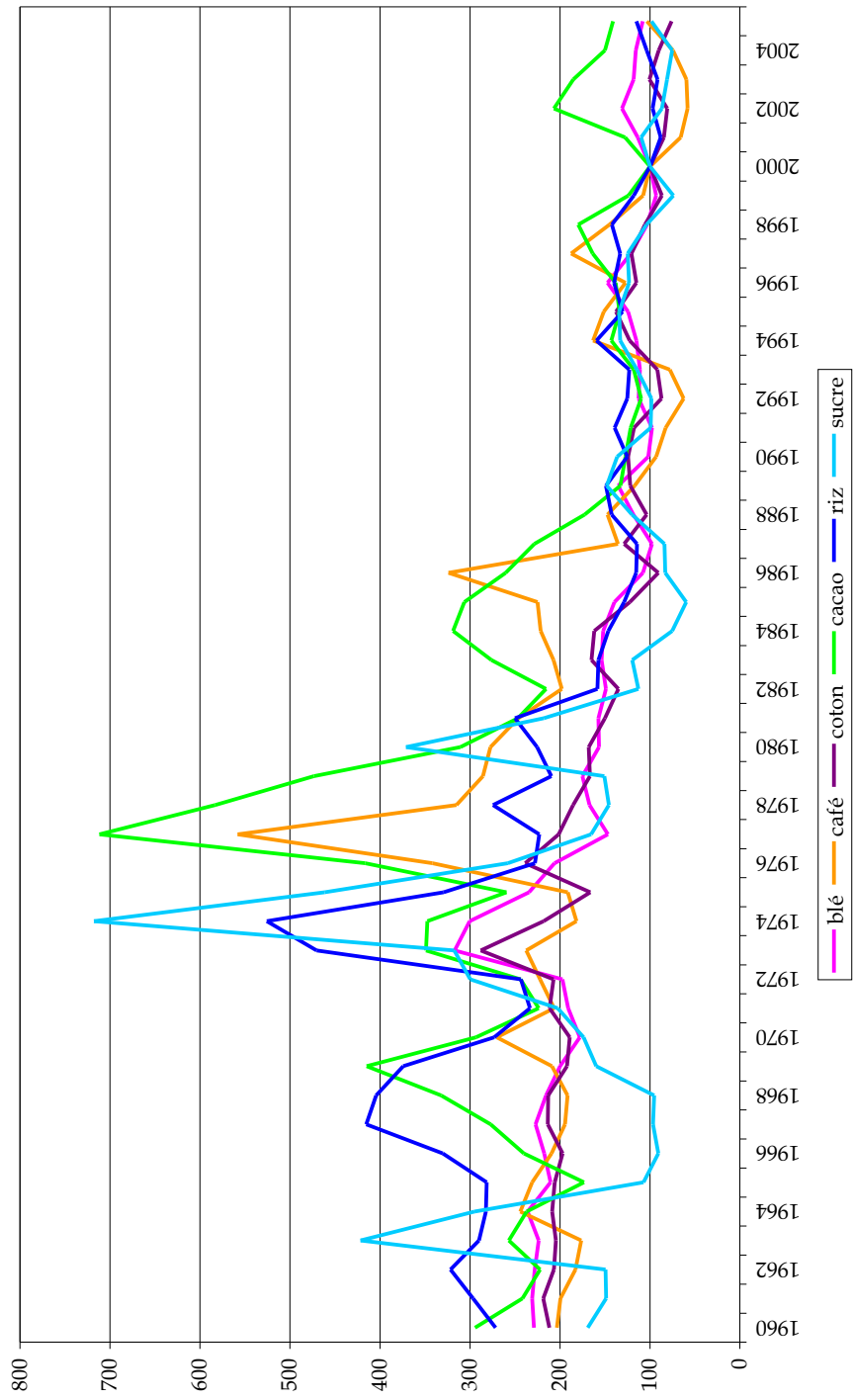
¹ Les prix des produits agricoles sont instables en raison de l'inélasticité de l'offre et de la demande. Ainsi, même les petits chocs sur l'offre, qui touchent souvent les produits agricoles, peuvent entraîner d'importantes variations de prix.

FIG. 1 – Evolution de l'indice des prix internationaux en termes réels par groupe de produits agricoles (1960-2005)



Source : CNUCED et IFS pour les prix nominaux, IFS pour la valeur unitaire à l'exportation mondiale utilisée comme déflateur.

FIG. 2 – Evolution de l'indice des prix internationaux en termes réels pour six produits individuels (1960-2005)



Source : CNUCED et IFS pour les prix nominaux, IFS pour la valeur unitaire à l'exportation mondiale utilisée comme déflateur.

L'analyse de la formation des prix au sein des filières agricoles d'exportation permet de déterminer dans quelle mesure les variations du prix international sont transmises au prix payé au producteur. Dans la mesure où, dans la majorité des pays, le prix payé au producteur est déterminé par le prix fixé sur le marché international, il est important de connaître la part des variations du prix international transmise au prix au producteur. En effet, les agents intervenant sur les filières d'exportation agissent sur la transmission des variations des prix mondiaux. Leur influence peut s'exercer sur l'élasticité de transmission de long terme mais également sur la dynamique du processus de formation du prix payé au producteur, c'est-à-dire la réponse de court terme et la vitesse d'ajustement aux variations du prix mondial.

Dans la chaîne des prix qui lie le petit producteur au marché mondial, les variations des prix internationaux sont transmises aux prix à la production, via la valeur unitaire à l'exportation. La transmission des fluctuations du prix mondial à la valeur unitaire à l'exportation est susceptible d'être influencée par une différence de qualité entre les produits, par le caractère saisonnier des exportations ou encore par l'existence de contrats à terme. Cependant, dans les travaux empiriques, la valeur unitaire à l'exportation apparaît généralement étroitement corrélée au prix mondial et la transmission des fluctuations du prix mondial est quasi-totale, autrement dit l'ensemble des variations du prix mondial sont transmises à la valeur unitaire à l'exportation. Par la suite, le passage de l'instabilité de la valeur unitaire à l'exportation exprimée en dollars à l'instabilité de la valeur unitaire à l'exportation exprimée en monnaie nationale doit être étudié plus particulièrement. En effet, le rôle du taux de change réel dans la relation entre ces prix n'est pas évident a priori. Il dépend de la relation entre le taux de change réel et la valeur unitaire à l'exportation. Le taux de change dépend théoriquement de nombreux facteurs réels et monétaires. Cependant, dans les pays en développement, les termes de l'échange sont souvent considérés comme un facteur déterminant. Si la part des produits agricoles de base dans les exportations est importante, la valeur unitaire à l'exportation de ces produits est susceptible d'influencer les mouvements du taux de change réel, induisant ainsi un mouvement compensatoire de celui-ci. La valeur unitaire à l'exportation exprimée en monnaie locale peut alors apparaître moins variable que la valeur unitaire à l'exportation en dollars. Dans le cas contraire, la variabilité du taux de change réel peut amplifier celle de la valeur unitaire à l'exportation exprimée en monnaie locale.

La transmission des variations de la valeur unitaire à l'exportation en monnaie locale au prix payé au producteur est nécessairement influencée par les politiques gouvernementales et les marges commerciales que s'octroient les autres intermé-

TAB. 1 – Instabilité des prix agricoles internationaux (en termes nominaux) en pourcentage de la valeur tendancielle

	1992-1996	1997-2001	2002-2006
Produits alimentaires			
Bananes fraîches	3.2	11.4	16.2
Blé	16.0	13.1	10.3
Farine de poisson	17.8	20.3	19.9
Farine de soja	14.1	16.9	9.3
Maïs	19.9	10.8	10.4
Poivre blanc	7.2	35.1	17.5
Riz	18.3	14.7	10.1
Sucre	15.2	18.3	24.3
Viande de boeuf	11.2	4.9	6.3
Boissons tropicales			
Café	34.4	28.8	27.3
Fèves de cacao	8.1	20.2	17.6
Thé	11.6	13.9	8.3
Graines oléagineuses et huiles végétales			
Huile d'arachide	12.1	14.0	24.5
Huile de coprah	19.2	23.3	14.0
Huile de coton	9.8	17.9	22.9
Huile de palme	17.3	24.5	10.5
Huile de palmiste	20.5	22.4	14.5
Huile de soja	11.9	19.2	11.6
Huile de tournesol	9.9	19.7	7.9
Matières premières d'origine agricole			
Bois non-conifères	6.9	5.8	4.6
Caoutchouc en balles	25.0	19.3	13.0
Contre-plaqué	17.6	13.4	14.6
Coton	18.3	13.0	13.3
Jute	22.1	11.3	8.3
Laine	n.d.	15.5	23.9
Sisal	11.7	9.0	8.8
Tabac	9.0	9.4	5.0

Note : Calculs de l'auteur. L'instabilité est mesurée par l'écart quadratique moyen entre le prix et sa valeur tendancielle. Celle-ci est obtenue par ajustement exponentiel des réalisations du prix sur la période globale 1992-2006. Source des données de prix : CNUCED, Bulletin des Prix des Produits de Base.

diaries commerciaux (détaillants, grossistes). Les tentatives menées par les gouvernements pour isoler les prix payés aux producteurs des fluctuations des prix mondiaux peuvent se traduire par un affaiblissement de la transmission des chocs. Cependant, il apparaît dans les chapitres qui suivent que les prix à la production ne sont jamais totalement déconnectés des prix internationaux, de sorte que les petits producteurs, dont la capacité de gestion des chocs est faible, restent particulièrement vulnérables aux chocs de prix mondiaux. En outre, les mécanismes de stabilisation des prix à la production comme les intermédiaires commerciaux, peuvent influencer la vitesse d'ajustement du prix de vente des producteurs aux variations des prix qui le déterminent dans la chaîne de commercialisation des produits. Les marketing boards en situation de monopsonne ou les grossistes détenant un pouvoir de marché par exemple peuvent influencer la dynamique d'ajustement du prix à la production. Ainsi, en cas de choc négatif, le prix à la production retournera moins vite vers sa valeur d'équilibre.

Conséquences de la transmission des variations des prix mondiaux au niveau agrégé

L'instabilité des prix a, d'une part, des effets *ex post* sur le secteur agricole. Au niveau agrégé, une baisse des revenus dans le secteur agricole peut se traduire par une baisse de la demande pour les produits domestiques et conduire à une baisse du produit intérieur lui-même. Au niveau du producteur, les conséquences d'une hausse des prix agricoles peuvent ne pas compenser les conséquences d'une baisse, en raison du caractère souvent irréversible des effets d'un choc négatif. En effet, la liquidation d'actifs productifs ou la maladie peuvent avoir des effets permanents sur le niveau de vie des ménages les plus vulnérables. Par conséquent, l'effet de l'instabilité des prix agricoles sur le niveau de vie des populations rurales peut apparaître globalement négatif. Cet effet a fait l'objet d'une littérature essentiellement microéconomique basée sur les « pièges de pauvreté ». Dans ce qui suit, l'effet de l'instabilité sur le niveau de pauvreté est analysé au niveau agrégé.

L'instabilité des prix agricoles exerce également un effet *ex ante* sur l'offre des producteurs. Cet effet a fait l'objet de nombreux travaux microéconomiques. Cependant, il n'y a pas de raison de penser que l'effet de l'instabilité sur un producteur individuel n'est pas saisissable au niveau agrégé. Au contraire, si les analyses microéconomiques tendent à montrer les effets néfastes de l'instabilité des prix sur l'offre d'un producteur individuel, il semble important de tester cette hypothèse au niveau du secteur agricole tout entier. La question apparaît d'autant plus centrale que les conséquences d'un choc sur le secteur agricole sont susceptible d'affecter toute l'économie.

Plan de la thèse

La thèse est constituée de cinq chapitres qui peuvent être lus indépendamment les uns des autres. Les trois premiers chapitres sont consacrés aux mécanismes de la transmission des variations de prix agricoles internationaux aux prix payés aux producteurs. Les deux derniers chapitres sont consacrés aux conséquences de cette transmission sur l'offre agricole et le niveau de pauvreté dans les pays en développement.

Le **chapitre 1** est consacré à l'examen des filières agricoles d'exportation qui lient le producteur au marché mondial. La chaîne des prix est analysée à travers la relation entre le prix international, la valeur unitaire à l'exportation et le prix payé aux producteurs. L'analyse est basée sur les travaux de Mundlak et Larson (1992), qui montrent une élasticité du prix payé au producteur par rapport à la valeur unitaire à l'exportation particulièrement élevée sur la période 1968-1978. L'objectif de ce chapitre est d'estimer l'élasticité de transmission entre les différents prix de la filière à partir des données récemment mises à jour par la FAO pour la période 1991-2005. En outre, une revue de l'information statistique concernant les prix payés aux producteurs dans les pays en développement est proposée en annexe.

Sur la période d'analyse, 1991-2005, la plupart des filières agricoles ont été libéralisées. Par conséquent, l'élasticité de transmission est attendue au moins aussi élevée que ce que suggèrent les résultats de Mundlak et Larson (1992) pour la période 1968-1978. Pourtant, les élasticités obtenues à partir d'un panel de 10 produits agricoles sont plus faibles que ce qu'on pouvait attendre dans nombre de pays. L'analyse par produit met de plus en évidence une hétérogénéité dans les résultats. S'il est possible que l'effet des politiques gouvernementales subsiste et que les prix à la production soient déconnectés des prix internationaux (cas du coton), les valeurs estimées des élasticités, parfois non significatives voire même négatives, amènent à plutôt à douter de la qualité de certaines séries de prix à la production issues de la base FAOSTAT 2007. En revanche, les élasticités de transmission apparaissent raisonnablement élevées dans certains cas (café, cacao), ce qui laisse supposer qu'une part importante des variations des prix internationaux est transmise aux prix payés au producteur sur la période récente.

Le **chapitre 2** peut être vu comme un approfondissement de la relation d'équilibre entre le prix international et le prix au producteur. L'objectif de ce chapitre est de mettre en évidence le rôle déterminant des gouvernements des pays en développement et des intermédiaires commerciaux positionnés le long des filières agricoles d'exportation dans la transmission des prix. Les mécanismes d'intervention sur les

prix peuvent en effet conduire à un affaiblissement de la transmission des variations de prix mondiaux aux producteurs, mais également à l'apparition d'une asymétrie dans la vitesse d'ajustement du prix payé au producteur aux variations du prix mondial. Cet effet d'asymétrie peut également apparaître dans la transmission entre les prix dans les pays où les intermédiaires commerciaux détiennent un pouvoir de marché. L'analyse économétrique se focalise sur l'évolution de la réponse de court terme et la symétrie de la vitesse d'ajustement du prix au producteur aux variations du prix mondial. Elle est menée à partir de séries temporelles longues, disponibles pour quatre pays exportateurs de café (le Salvador, l'Inde, l'Ouganda et le Costa Rica). Les résultats montrent une rupture dans la relation de cointégration entre le prix mondial et le prix payé au producteur dans le cas du Salvador, de l'Inde et de l'Ouganda. En outre, la transmission de court terme apparaît significativement plus forte après la date de rupture dans le cas du Salvador. Enfin, avant la date de rupture, la vitesse d'ajustement semble dépendre fortement de la nature du choc à l'origine du déséquilibre, puisque les prix à la production tendent à converger plus faiblement - voire pas du tout - vers leur valeur d'équilibre lorsqu'ils sont en dessous de cette valeur d'équilibre (cas de l'Inde, de l'Ouganda et du Costa Rica).

Le **chapitre 3** présente une analyse du rôle du taux de change réel dans la transmission de l'instabilité des prix agricoles internationaux aux producteurs des pays en développement. Dans les pays où les produits agricoles représentent une part importante des exportations, le taux de change réel est supposé s'ajuster aux variations des prix internationaux. Cependant, dans nombre de ces pays, l'instabilité des prix internationaux exprimés en monnaie locale apparaît plus élevée que l'instabilité des prix internationaux exprimés en dollars ou dans un panier de monnaies étrangères. L'analyse économétrique apporte certains éléments de réponse à la question de l'ajustement du taux de change réel aux mouvements des prix internationaux. Elle montre que certaines composantes des taux de change réels et des prix internationaux peuvent s'avérer cointégrées, alors que les taux de change réels et les prix eux-mêmes le plus souvent ne le sont pas. L'analyse est basée sur un groupe de 51 pays en développement exportateurs de produits agricoles sur la période 1968-2002. Les résultats des tests mettent en évidence une relation de cointégration entre les composantes positives des séries dans plusieurs pays, mais presque jamais entre les composantes négatives de ces mêmes séries. Le taux de change réel apparaît ainsi faiblement déterminé par les prix internationaux, soit parce qu'il n'est pas du tout corrélé aux prix internationaux, soit parce qu'il l'est seulement dans les périodes de hausses.

Le **chapitre 4** analyse au niveau agrégé l'effet de l'instabilité des prix internationaux sur l'offre agricole des pays en développement et montre dans quelle mesure

cet effet dépend de l'environnement macroéconomique. Les producteurs des pays exportateurs de produits agricoles sont vulnérables vis-à-vis des fluctuations des prix internationaux : ils sont particulièrement exposés aux chocs de prix et ont une faible capacité à en gérer les conséquences. Néanmoins, l'efficacité des stratégies de gestion du risque est susceptible d'être influencée par certains facteurs macroéconomiques - les infrastructures, l'inflation, la profondeur financière. L'analyse qui suit permet de tester cette hypothèse au niveau pays. Elle repose sur la construction d'indices de prix spécifiques à chaque pays de l'échantillon. La réponse des indices de production agricole à l'instabilité des indices de prix est estimée à l'aide d'un modèle en panel incluant des variables macroéconomiques qui interagissent avec l'instabilité des prix. L'analyse repose sur un échantillon de 25 pays entre 1961 et 2002. Les résultats des régressions en *GMM system* et en *within* mettent en évidence un effet négatif significatif de l'instabilité des prix internationaux sur l'offre de produits agricoles agrégés. Ils montrent également qu'une inflation élevée, des infrastructures et un système financier peu développés contribuent à renforcer cet effet.

Le **chapitre 5** analyse l'impact de l'instabilité macroéconomique, mesurée à travers l'instabilité du revenu moyen mais aussi celle des prix agricoles internationaux et de la production agricole, sur la pauvreté, mesurée par le taux de mortalité infanto-juvénile. L'influence du niveau du revenu par tête sur la mortalité est fréquemment soulignée dans la littérature, mais une même croissance du revenu n'exerce pas le même effet sur la mortalité infanto-juvénile selon qu'elle est stable ou instable. Les hausses et les baisses du revenu sont en effet susceptibles d'avoir des effets asymétriques sur la mortalité. L'objectif de cette analyse est ainsi de montrer comment l'instabilité macroéconomique influence l'évolution de la mortalité infanto-juvénile à revenu moyen donné. L'étude est réalisée en panel à partir d'un échantillon de 97 pays en développement sur la période 1980-1999. L'analyse repose sur l'estimation d'une fonction de survie logistique. Les résultats montrent que l'instabilité du revenu moyen, ainsi que les instabilités primaires (instabilité climatique, instabilité des exportations et instabilité des prix agricoles mondiaux), qui sont les principales sources de l'instabilité du revenu, ont un effet direct significatif sur le taux de survie infanto-juvénile. Cet effet apparaît non négligeable à court terme. En outre, l'instabilité semble avoir également un effet de plus long terme sur la survie, bien que de plus faible ampleur.

CHAPITRE 1

Des prix agricoles internationaux aux prix payés aux producteurs

1.1 Introduction

Ce chapitre est consacré à l'examen des filières agricoles d'exportation qui lient le producteur au marché mondial. La chaîne des prix est analysée à travers la relation entre le prix international, la valeur unitaire à l'exportation (VUE) et le prix payé aux producteurs. L'étude de cette chaîne des prix repose sur l'identification des facteurs qui influencent le passage d'un prix à l'autre. L'objet de l'analyse est d'estimer l'élasticité de transmission entre ces prix pour montrer dans quelle mesure les mouvements du prix à la production reflètent ceux de la VUE et du prix international. L'ampleur de la transmission entre le prix international et le prix à la production conditionne en effet l'importance de l'impact des chocs de prix mondiaux sur l'offre agricole, le niveau de vie et la santé des producteurs. Par ailleurs, les données de prix à la production sont rares et sujettes à caution, tandis que les bases de données de prix mondiaux sont importantes, homogènes et réputées fiables. S'il peut être établi à partir d'un petit échantillon de données que les mouvements des prix à la production suivent ceux des prix internationaux, ces derniers sont susceptibles d'être utilisés dans les travaux de recherche qui requièrent des données nombreuses et sur longue période.

L'analyse est basée sur les travaux de Mundlak et Larson (1992). Ces derniers ont estimé l'élasticité des prix à la production par rapport aux prix internationaux à partir de données issues de la base FAOSTAT. Leurs résultats apparaissent étonnamment élevés sur la période 1968-1978. Récemment, la Division Statistique de la FAO a mis à jour ses données de prix payés aux producteurs pour la période 1991-2005. L'objectif de ce chapitre est d'estimer l'élasticité de transmission entre les différents prix de la filière à partir de ces nouvelles données. Sur la période d'analyse, d'une part, les filières agricoles ont été libéralisées et d'autre part, la qualité des données de prix est supposée meilleure. Par conséquent, l'élasticité de transmission est attendue au moins aussi élevée que ce que suggèrent les résultats de Mundlak et Larson (1992) pour la période 1968-1978.

La méthode d'estimation de l'élasticité du prix au producteur par rapport au prix international (ou à la VUE) doit tenir compte de la potentielle colinéarité entre le prix international (ou la VUE) et le taux de change. En outre, l'élasticité de transmission entre les prix est susceptible d'être biaisée si les variables omises de l'équation de régression (politiques commerciales et de stabilisation des prix, coûts de transaction) sont corrélées au prix international. Enfin, l'élasticité de transmission peut également apparaître biaisée en raison d'erreurs de mesure dans les prix au producteur.

Les estimations sont d'abord réalisées *par pays* à partir d'un panel de 10 produits agricoles importants, puis *par produit* à partir d'un panel de 48 pays en développement. Les élasticités de transmission estimées sont plus faibles que ce qu'on pouvait attendre et que ce qu'obtiennent Mundlak et Larson (1992), ce qui conduit à penser que leurs estimations, réalisées à partir d'un panel de 60 produits, masquent des incohérences individuelles. L'analyse par produit révèle en effet une hétérogénéité dans les résultats, qui jette un doute sur la fiabilité de certaines séries de prix et de VUE. En effet, si l'effet des politiques gouvernementales est encore susceptible d'expliquer une faible transmission des variations de prix internationaux dans certains cas (celui du coton en Afrique par exemple), les valeurs des élasticités estimées, parfois non significatives ou négatives, amènent plutôt à remettre en cause la qualité des données FAOSTAT 2007.

La section 2 est consacrée à la description des filières agricoles d'exportation. La section 3 est une revue de la littérature empirique sur la relation entre prix à la production et prix internationaux. La section 4 est dédiée au modèle empirique sur lequel repose l'analyse. La section 5 présente les données utilisées. La section 6 décrit les résultats des estimations. La section 7 apporte les éléments de conclusion.

1.2 Les filières agricoles d'exportation

Dès lors qu'un produit agricole quitte l'exploitation, il est susceptible de transiter par différents canaux de distribution avant d'atteindre le consommateur final. Les producteurs peuvent ainsi vendre leurs produits directement au consommateur, au détaillant, à l'exportateur, ou à l'organisme public en charge de l'achat et de la commercialisation du produit (*marketing board* par exemple). Mais il est également possible que le produit transite par plusieurs marchés et plusieurs intermédiaires commerciaux avant d'atteindre le marché où s'effectuera l'ultime transaction. A chaque stade de la chaîne correspond un prix. D'après la nomenclature établie par la FAO (1980), le prix au départ de la chaîne, appelé prix au producteur (ou prix à la production), correspond au prix reçu par le producteur et n'inclut pas les coûts occasionnés par le transport du produit de l'exploitation au premier point de vente (ces coûts étant en revanche inclus dans le prix qui s'établit sur le premier point de vente).

Dans le cas où le produit transite par deux marchés de vente en gros, le premier, dédié à l'assemblage, est appelé marché primaire et le second, dédié à la distribution, est appelé marché secondaire. Sur le marché primaire, les grossistes achètent de grosses quantités destinées à être revendues aux détaillants, aux exportateurs ou à d'autres grossistes. La FAO a élaboré un exemple de calcul du prix au pro-

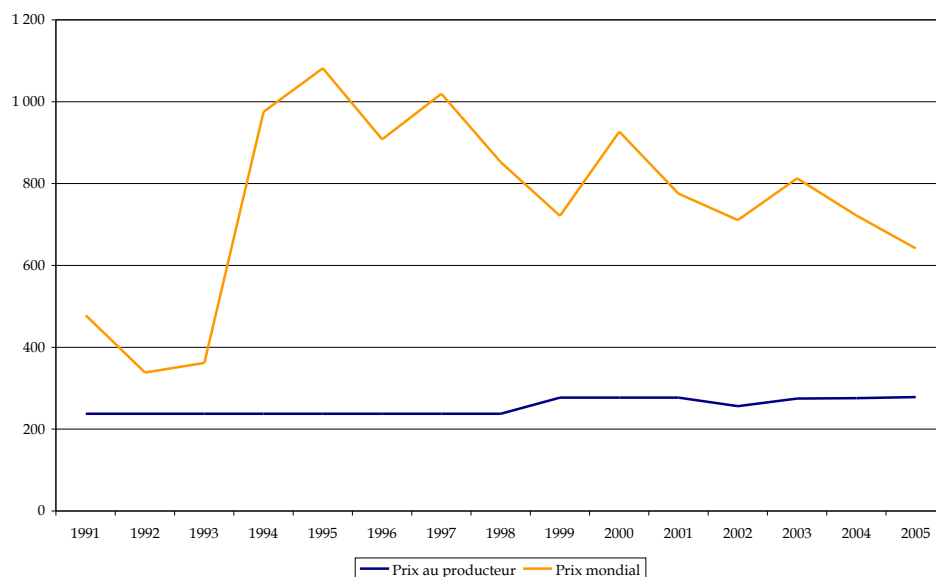
1.2 Les filières agricoles d'exportation

ducteur à partir du prix de vente en gros sur le marché secondaire. Ainsi, il a été établi que le prix au producteur représenterait 77% du prix de vente en gros sur le marché secondaire (cf Annexe). Sur le marché secondaire, les produits à vendre proviennent ainsi essentiellement des grossistes qui s'approvisionnent sur le marché primaire. Mais de faibles quantités proviennent également de producteurs qui commercialisent eux-mêmes leur production. Sur ce marché, les acheteurs sont essentiellement des détaillants mais parfois aussi des exportateurs. Dans le cas où il doit être exporté, le produit peut transiter jusqu'à un troisième marché appelé le marché terminal¹, où la valeur du produit est définie franco à bord (ou franco gare ou franco quai).

Comme le soulignent Hazell, Jaramillo, et Williamson (1990), la transmission de la VUE en monnaie locale au prix à la production peut être affectée par l'action des intermédiaires commerciaux, positionnés le long de la chaîne de commercialisation et de distribution, dont l'objectif est de s'octroyer une marge. La transmission peut également être influencée par l'intervention des gouvernements dont l'objectif est de stabiliser les prix à la production, par le biais de taxes à l'exportation ou de prix administrés. Dans les pays où ce type de politiques gouvernementales subsiste, l'élasticité de transmission peut être abaissée et la relation de long terme modifiée, comme dans le cas du coton en Afrique (figures 1.1 à 1.4). Mais les politiques gouvernementales et les marges commerciales sont surtout susceptibles d'agir sur la dynamique du processus de formation des prix à la production, en modifiant la réponse de court terme et la vitesse d'ajustement aux déséquilibres. Cette question fait précisément l'objet du Chapitre 2.

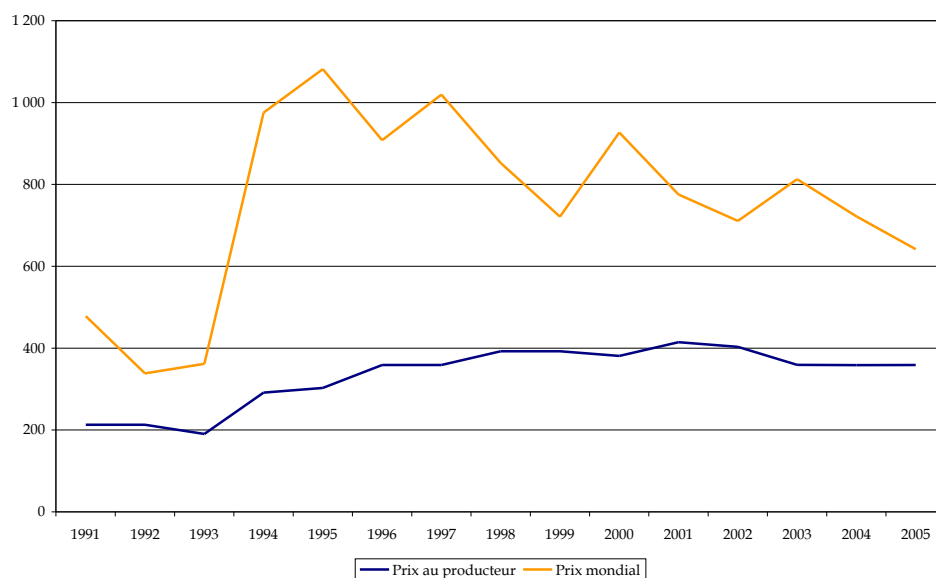
¹L'assemblage, la distribution et l'exportation peuvent cependant être effectués sur un seul et unique marché.

FIG. 1.1 – Prix du coton au Burkina (prix nominaux en FCFA/kg)



Note : Les prix correspondent au kilo de coton *fibre*. Les prix domestiques sont extraits de la base FAOSTAT. Le prix mondial est extrait de la base IFS 2006.

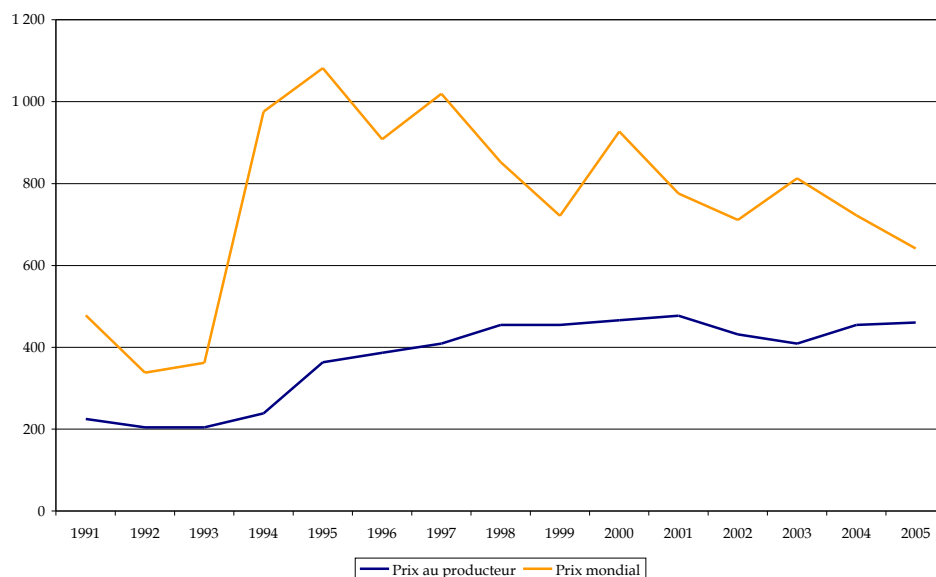
FIG. 1.2 – Prix du coton au Cameroun (prix nominaux en FCFA/kg)



Note : Les prix correspondent au kilo de coton *fibre*. Les prix domestiques sont extraits de la base FAOSTAT. Le prix mondial est extrait de la base IFS 2006.

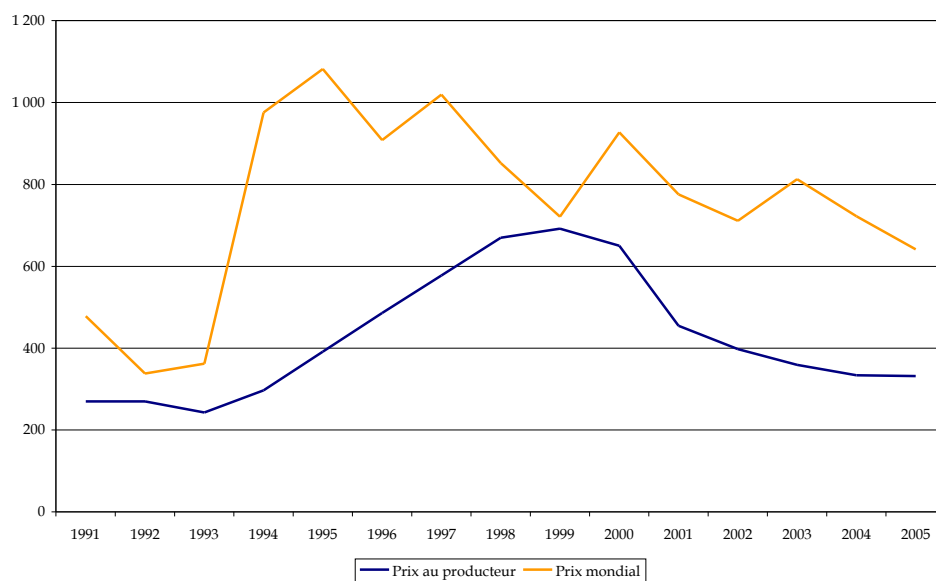
1.2 Les filières agricoles d'exportation

FIG. 1.3 – Prix du coton en Côte d'Ivoire (prix nominaux en FCFA/kg)



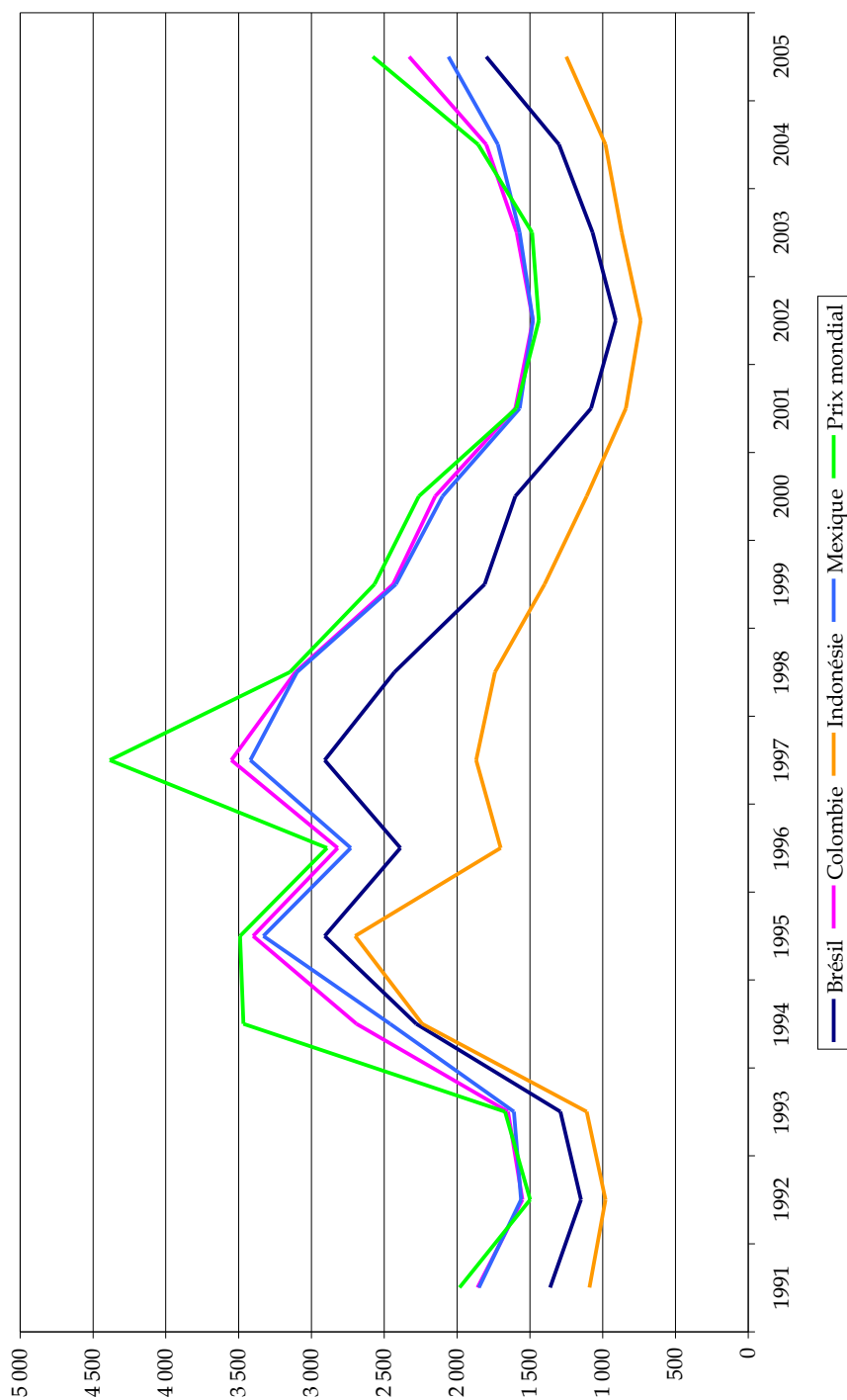
Note : Les prix correspondent au kilo de coton *fibre*. Les prix domestiques sont extraits de la base FAOSTAT. Le prix mondial est extrait de la base IFS 2006.

FIG. 1.4 – Prix du coton au Togo (prix nominaux en FCFA/kg)



Note : Les prix correspondent au kilo de coton *fibre*. Les prix domestiques sont extraits de la base FAOSTAT. Le prix mondial est extrait de la base IFS 2006.

FIG. 1.5 – Valeurs unitaires à l'exportation et prix mondial du café (en \$/tonne)



Note : Les valeurs unitaires à l'exportation sont extraites de la base FAOSTAT. Le prix mondial est extrait de la base CNUCED.

1.3 Littérature empirique

La transmission de la VUE en dollars à la VUE en monnaie locale est affectée par le taux de change réel. Dans la mesure où celui-ci est influencé par les termes de l'échange, il est possible que les mouvements de la VUE en dollars elle-même induisent un comportement de compensation du taux de change réel qui tende à stabiliser la VUE en monnaie nationale. Cependant, le taux de change réel est également déterminé par d'autres facteurs macroéconomiques, de sorte que sa variabilité peut au contraire aggraver celle de la VUE en monnaie nationale. Cette question est traitée dans le Chapitre 3. Ici, les prix sont exprimés dans la même monnaie et l'effet du taux de change réel n'est donc pas pris en compte dans la relation (voir section 4).

Enfin, le prix international en dollars et la VUE en dollars peuvent différer en raison d'une différence de qualité dans les produits, du caractère saisonnier des exportations, de l'existence de contrats à terme ou de la distance au marché mondial. Cependant, ces facteurs agissent faiblement sur la transmission des prix et les mouvements de la VUE suivent généralement étroitement ceux du prix mondial (exemple du café figure 1.5).

1.3 Littérature empirique

La relation entre prix aux producteurs et prix internationaux a rarement fait l'objet d'analyse empirique, de sorte que l'élasticité de transmission sur la période récente est finalement mal connue. Les travaux empiriques qui portent sur la période antérieure à la libéralisation des filières d'exportation sont également rares et relativement contradictoires. Pour la période 1968-1978, Mundlak et Larson (1992) montrent à la fois qu'une proportion importante des variations de prix internationaux sont transmises aux prix à la production et que les variations des prix à la production sont essentiellement dues à celles des prix internationaux. Pour la même période, Hazell, Jaramillo, et Williamson (1990) montrent au contraire que la variance des prix à la production n'est pas essentiellement due à celle des prix internationaux. Enfin, les travaux économétriques récents sont essentiellement basés sur l'estimation de relations de cointégration (avec rupture notamment). Cependant, les tests n'indiquent pas systématiquement la présence d'une relation de cointégration entre le prix à la production et le prix international (Baffes et Gardner, 2003; Krivonos, 2004). L'élasticité de transmission ne peut donc pas toujours être estimée (cas de régression spurieuse).

Hazell, Jaramillo, et Williamson (1990) proposent une décomposition de la variance du prix à la production dans 22 PED sur la période 1966-1987 pour un à trois produits agricoles par pays (maïs, blé, café, banane, coton, cacao, thé, tabac, arachide, sucre). Cette approche permet de mettre en relief les principales composantes

de la variance des prix à la production : variance de la VUE en dollars, variance du taux de change, covariance entre la VUE et le taux de change et variance résiduelle supposée capter l'effet des politiques gouvernementales et des intermédiaires commerciaux. L'analyse est basée sur des données de prix payés aux producteurs annuels extraits de la base FAOSTAT et sur les données de prix internationaux, utilisées comme *proxies* de la VUE, fournies par la Banque Mondiale. Les résultats montrent que la principale composante de la variance des prix à la production est celle de la VUE dans seulement 12 cas sur 34. Ces résultats suggèrent que les politiques d'intervention ont pu jouer un rôle important dans la variance des prix payés aux producteurs. Cependant, dans le cas où les séries de prix seraient non-stationnaires, le calcul de la variance n'aurait pas de sens. Or, les auteurs n'appliquent aucun test de racine unitaire aux séries de prix, pourtant composées de plus d'une vingtaine d'observations annuelles, ce qui rend l'interprétation des résultats incertaine. Mais surtout, ce type d'analyse ne fournit aucune estimation de l'élasticité de transmission.

Mundlak et Larson (1992) estiment la relation entre le prix payé aux producteurs et le prix international sur la période 1968-1978, à partir d'un échantillon de 50 pays (développés et en développement) et 60 produits agricoles. Leurs estimations reposent là encore sur des données de prix annuels FAOSTAT. Les données de VUE mondiales sont obtenues à partir de la valeur et de la quantité des exportations mondiales pour chaque produit. Leur première analyse est menée en panel². Leur deuxième analyse est temporelle, réalisée pays par pays, pour un produit donné (blé, café et cacao). Au contraire des résultats de Hazell, Jaramillo, et Williamson (1990), leurs résultats montrent que les variations de prix internationaux constituent généralement la composante principale des variations de prix à la production. Ils montrent en outre que l'élasticité de transmission est très proche de l'unité, ce qui signifie que la presque totalité des variations de prix internationaux seraient transmises aux prix à la production, malgré les politiques gouvernementales mises en oeuvre sur la période. Les estimations sont réalisées successivement en *pooling*, *within*-produit et *between*-produit. Les résultats apparaissent très proches, bien que les variations *between* semblent plus importantes que les variations *within*.

L'analyse qui suit est également basée sur une analyse par pays mais pour un panel de produits restreints à 10 produits importants pour les pays en développement, sur une période plus récente (1991-2005), pour laquelle les données de prix sont supposées de meilleure qualité. Dans la mesure où les facteurs qui influencent la transmission peuvent être liés au produit lui-même, l'étude est complétée par une

²Mundlak et Larson (1992) estiment la relation pour chaque pays, les dimensions du panel sont donc le produit et le temps.

1.4 Méthodologie

analyse en panel par produit.

1.4 Méthodologie

Le choix du modèle sur lequel reposent les estimations s'appuie sur le cadre défini par Mundlak et Larson (1992). Le prix à la production PP_{ijt} du produit j dans le pays i au cours de l'année t , est exprimé comme le produit de la VUE en dollars $VUE\$_{ijt}$, du taux de change nominal bilatéral par rapport au dollar TCN_{it} et d'une variable de politique commerciale $S_{ijt} = (1 + \tau_{ijt})$ où τ_{ijt} est le taux de taxation³ :

$$PP_{ijt} = VUE\$_{ijt} * TCN_{it} * S_{ijt} \quad (1.4.1)$$

L'expression (1.4.1) est à la base de l'équation de régression retenue pour l'analyse. Exprimée sous forme logarithmique, elle devient :

$$pp_{ijt} = vue\$_{ijt} + tcn_{it} + s_{ijt} \quad (1.4.2)$$

Cette formulation simple de la relation entre le prix au producteur et la VUE repose nécessairement sur des hypothèses fortes relatives aux facteurs non-observables. Les politiques gouvernementales (s_{ijt}) mais aussi les marges des intermédiaires commerciaux et les coûts de transaction, qui expliquent également la différence entre la VUE en monnaie locale et le prix payé au producteur, sont habituellement omis de l'équation. Ainsi, l'équation de régression est de la forme suivante :

$$pp_{ijt} = \alpha + \beta vue\$_{ijt} + \delta tcn_{it} + \epsilon_{ijt} \quad (1.4.3)$$

Le terme d'erreur ϵ_{ijt} est *iid*. Le coefficient β représente l'élasticité de transmission. Dans la mesure où plusieurs variables de l'équation de départ ont été omises, β peut ne pas être égal à 1. En effet, si la variable $vue\$_{ijt}$ est corrélée avec les variables non-observées captées par le terme résiduel, l'estimation de β sera biaisée. L'omission d'une taxe à l'exportation par exemple, peut entraîner une sous-estimation de l'élasticité de transmission, si la taxe est *ad valorem* non-constante, la taxe et la VUE étant négativement corrélées. En revanche, si la taxe est constante dans le temps, le coefficient β ne sera pas biaisé. Par ailleurs, le coefficient β peut être inférieur à l'unité en raison d'erreurs de mesure sur les variables de prix - le prix payé au producteur en particulier. Enfin, le coefficient β peut être inférieur à l'unité si les prix payés aux producteurs sont administrés - ce qui est rare sur la période récente, exception faite des pays africains exportateurs de coton.

³Mundlak et Larson (1992) précisent que τ_{ijt} est également équivalent à une restriction quantitative à l'importation ou à un prix au producteur administré.

L'estimation du modèle (1.4.3) soulève par ailleurs une question méthodologique relative à la potentielle colinéarité entre le prix international (ou la VUE) et le taux de change. En effet, une appréciation du dollar américain peut, en encourageant les exportations et en décourageant les importations, conduire à une hausse des prix internationaux⁴. Inversement, dans la mesure où les produits agricoles représentent une part importante des exportations du pays, le prix international de ces produits est corrélé aux termes de l'échange. Le taux de change réel est alors largement déterminé par les mouvements du prix international des produits (cf Chapitre 3). Il est donc préférable d'exprimer les prix dans la même monnaie. Du point de vue du producteur, il paraît naturel d'exprimer les prix en monnaie nationale⁵. Par ailleurs, ce choix permet d'estimer la relation à partir d'un panel de produits aussi bien qu'à partir d'un panel de pays, les prix en monnaie locale étant variables entre pays et entre produits. L'équation (1.4.3) est alors ré-écrite de la manière suivante :

$$pp_{ijt} = \alpha' + \beta' vue_{ijt} + \epsilon'_{ijt} \quad (1.4.4)$$

où vue_t représente le logarithme de la VUE en monnaie nationale.

Comme le soulignent Mundlak et Larson (1992), l'introduction de termes réels dans l'expression (1.4.2) ne la modifie en rien. En gardant les notations précédentes, l'expression devient :

$$(pp_{ijt} - ipc_{it}) = (vue_{ijt} - ipc_t^w) + (tcn_{it} + ipc_t^w - ipc_{it}) + s_{ijt} \quad (1.4.5)$$

avec ipc_{it} indice des prix à la consommation dans le pays i et ipc_t^w indice des prix à la consommation à l'étranger. Cependant, en présence d'inflation, les prix à la production augmentent, la monnaie nationale tend à se déprécier et les prix internationaux exprimés en monnaie locale augmentent. Ce problème d'endogénéité peut biaiser les élasticités. Pour cette raison, il est préférable d'estimer la relation en termes réels :

$$pp_{ijt}^* = \alpha'' + \beta'' vue_{ijt}^* + \epsilon''_{ijt} \quad (1.4.6)$$

où les variables pp_{ijt}^* et vue_{ijt}^* sont exprimées en monnaie locale et en termes réels. Le déflateur est l'indice des prix à la consommation dans le pays i (IFS 2006).

De manière analogue, la relation entre le prix international et la VUE en dollars

⁴Excepté dans les pays dont la monnaie est ancrée au dollar.

⁵Lorsque les prix sont exprimés en dollars, comme dans les travaux de Mundlak et Larson (1992), l'estimation de l'élasticité de transmission est susceptible d'être surestimée par les mouvements du dollar lui-même. Cependant, les résultats économétriques ne montrent pas de différence systématique entre les deux relations.

1.5 Données

est exprimée en monnaie locale et en termes réels :

$$vue_{ijt}^* = \rho + \gamma pw_{ijt}^* + \varepsilon_{ijt} \quad (1.4.7)$$

où pw_{ijt}^* est le logarithme du prix international exprimé en monnaie locale et en termes réels. L'élasticité de la VUE par rapport au prix international peut ne pas être égale à l'unité en raison de différences dans la qualité des produits, la saisonnalité des exportations, les contrats à terme ou la distance au marché. Cependant, il est communément admis que ces facteurs influencent faiblement la transmission entre les prix, de sorte que le prix international est souvent considéré comme une bonne *proxy* de la VUE et se trouve souvent utilisé dans les travaux empiriques :

$$pp_{ijt}^* = a'' + b'' pw_{ijt}^* + e_{ijt}'' \quad (1.4.8)$$

L'estimation des équations (1.4.6) et (1.4.8) doit conduire à des résultats relativement proches. Cependant, b'' peut différer sensiblement de β'' , en raison d'erreurs de mesure sur la VUE notamment.

1.5 Données

Les prix internationaux utilisés sont issus des bases *International Financial Statistics* (IFS) et Conférence des Nations Unies pour le Commerce et le Développement (CNUCED). Ce type de données sont collectées au jour le jour et sont donc plus facilement disponibles que les prix à la production. La base IFS donne l'indice de prix d'une quarantaine de produits agricoles pour une période allant de 1948 à 2005. Elle fournit les séries en données mensuelles, trimestrielles et annuelles. Les données sont issues de cotations hebdomadaires moyennes. Les sources sont les journaux spécialisés⁶, les organismes internationaux (*ICCO*) ou les marchés eux-mêmes (*Chicago Board of Trade, New York Board of Trade*). La base CNUCED fournit des prix et indices de prix mensuels entre 1960 et 2006 pour une sélection de produits de base importants pour les pays en développement. Les moyennes mensuelles sont calculées à partir des cotations journalières sauf dans le cas de certains produits pour lesquels les prix moyens sont calculées sur la base de cotations hebdomadaires. Les séries utilisées dans l'analyse sont présentées dans le tableau 1.8. Dans les estimations, les prix internationaux sont convertis au taux de change bilatéral (IFS 2006).

Les prix à la production sont extraits de la base FAOSTAT. Récemment, la Division Statistique de la FAO a entrepris un vaste travail de mise à jour et la base de données FAOSTAT est graduellement actualisée depuis. Mis à part le prolongement

⁶ *Wall Street Journal* à New York, *Sopisco News* à Guayaquil, *The Financial Times* à Londres, *Oil World* à Hambourg, *USDA Grain and Feed Market News* à Washington, notamment.

des séries jusqu'en 2005, le re-traitement des données de prix à la production a conduit à la suppression de nombreuses séries et à la modification de la plupart des données entre 1991 et 1995. A ce jour, la fiabilité de ces séries n'a jamais été testée (voir Annexe). Les VUE sont également issues de la base FAOSTAT. Les séries retenues pour l'analyse ne présentent pas d'incohérence temporelle évidente et couvrent la période 1991-2005 de manière ininterrompue, de sorte que les panels sur lesquels reposent les différentes estimations sont cylindrés. L'échantillon compte 10 produits agricoles (banane, blé, cacao, café, caoutchouc, coton, riz, soja, sucre, tabac) et 48 pays en développement (tableau 1.7). Toutes les variables sont exprimées sous forme d'indices, base 100 en 2000.

1.6 Estimations

Les équations (1.4.6), (1.4.7) et (1.4.8) sont d'abord estimées par pays, en panel, conformément à la méthode suivie par Mundlak et Larson (1992). Le nombre de produits agricoles varie d'un panel à l'autre. Dans la mesure où les prix des produits n'ont pas d'unité, les estimations peuvent être réalisées en *pooling*⁷. Par la suite, les équations sont estimées par produit. L'estimation tient alors compte des spécificités-pays inobservables invariantes dans le temps (régression *within*-pays).

1.6.1 La relation entre la VUE et le prix international

Le tableau 1.1 donne l'élasticité de la valeur unitaire à l'exportation vue^* par rapport au prix international pw^* pour les 48 pays de l'échantillon (le nombre de produits par pays varie entre 1 et 7). Pour la grande majorité des pays, l'élasticité apparaît élevée. Cependant, elle reste significativement différente de 1 dans la plupart des cas⁸ et apparaît même non significativement différente de zéro dans une dizaine de pays. Dans le groupe de pays où elle est non-nulle, elle est comprise entre 0.32 et 1.75 et sa valeur médiane est 0.71, ce qui est élevé mais toutefois inférieur à ce qu'on pouvait attendre. En outre, la part de la variance de la VUE due au prix international (R^2) est peu importante dans l'immense majorité des pays. Ces premiers résultats jettent un doute sur la qualité des séries de VUE. En effet, les séries de prix internationaux sont réputées fiables en raison de la multiplicité des sources de données et de la fréquence des collectes. En revanche, les données de VUE désagrégées sont rares et susceptibles d'être biaisées par des erreurs de mesure, notamment parce que les quantités enregistrées par les douanes peuvent être inexactes (Silver, 2007).

⁷La régression en *pooling* est une moyenne pondérée des régressions *within*-produit et *between*-produit. Les résultats des estimations *within* et *between* s'avèrent en fait très similaires.

⁸Le test d'égalité à 1 (test de Wald) ne rejette pas l'hypothèse nulle pour les pays suivants : Argentine, Bangladesh, Myanmar, Cameroun, Equateur, Indonésie, Iran, Jamaïque, Madagascar, Malawi, Malaisie, Pérou et Soudan.

1.6 Estimations

TAB. 1.1 – Relation entre la VUE et le prix international (analyse par pays)

$$vue_{jt}^* = \rho + \gamma pw_{jt}^* + \varepsilon_{jt}$$

	γ		R^2	Nb. obs.
Afrique du Sud	0.14		0.00	45
Argentine	0.95	***	0.82	75
Bangladesh	0.74	**	0.06	15
Belize	0.47		0.11	30
Bolivie	0.32	***	0.10	75
Brésil	0.57	***	0.42	90
Bulgarie	0.83	***	0.67	60
Burkina Faso	0.59	***	0.38	15
Burundi	0.60	***	0.65	30
Cameroun	0.72	***	0.25	45
Colombie	0.15		0.01	105
Costa Rica	0.17		0.01	90
Côte d'Ivoire	0.69	***	0.29	75
Egypte	0.70	***	0.23	30
El Salvador	0.80	***	0.94	15
Equateur	0.71	***	0.24	75
Ghana	0.61	***	0.18	75
Honduras	0.75	***	0.16	60
Inde	0.73	***	0.36	75
Indonésie	0.87	***	0.43	90
Iran	0.94	***	0.93	15
Jamaïque	0.75	***	0.27	60
Kenya	0.06		0.00	60
Madagascar	0.87	***	0.53	30
Malaisie	0.71	***	0.04	60
Malawi	0.83	***	0.56	45
Maroc	0.07		0.01	15
Mexique	0.74	***	0.26	105
Mozambique	0.57	***	0.20	30
Myanmar	1.05	***	0.96	15
Népal	-0.25		0.04	30
Nicaragua	0.45	***	0.08	75
Niger	0.51	**	0.26	15
Nigéria	-0.22		0.00	75
Pakistan	0.12		0.00	45
Panama	0.40	***	0.17	45
Paraguay	0.66	***	0.24	60
Pérou	0.85	***	0.20	45
Philippines	0.27	*	0.07	60
République dominicaine	0.63	***	0.60	60
Soudan	0.94	***	0.85	15
Sri Lanka	0.63	***	0.19	60
Thaïlande	0.49	***	0.14	90
Togo	0.73	***	0.55	45
Trinité-et-Tobago	0.38		0.07	45
Turquie	0.44	***	0.16	60
Uruguay	1.75	***	0.31	45
Venezuela	0.71	***	0.24	75

Note : Régressions en *pooling*. Ecart-types corrigés de l'hétéroscédasticité. Les panels sont cylindrés (15 observations par produit). *** (**, *) significatif à 1% (5%, 10%).

TAB. 1.2 – Relation entre la VUE et le prix international (analyse par produit)

$$vue_{it}^* = \rho + \gamma pw_{it}^* + \varepsilon_{it}$$

	γ	R^2	Nb. pays
banane	0.40***	0.05	21
blé	0.96***	0.36	5
cacao	0.78***	0.14	21
café	0.76***	0.61	33
caoutchouc	0.77***	0.34	7
coton	0.69***	0.33	37
riz	0.61***	0.32	7
soja	0.67***	0.29	6
sucré	0.51***	0.18	6
tabac	0.64***	0.06	27

Note : Régressions en *within*-pays. Ecart-types corrigés de l'hétéroscédasticité. Les panels sont cylindrés (15 observations par pays). *** (**, *) significatif à 1% (5%, 10%).

Les résultats des estimations en panel par produit permettent d'approfondir l'examen de la relation entre la VUE et le prix mondial (tableau 1.2). Les élasticités de transmission apparaissent élevées, excepté dans le cas de la banane (0.4) et du sucre (0.5). Par ailleurs, les R^2 restent faibles pour tous les produits.

1.6.2 La relation entre le prix payé aux producteurs et la VUE

Les résultats de l'estimation de l'équation (1.4.6) par pays sont présentés dans le tableau 1.3. L'élasticité du prix pp^* par rapport à la valeur unitaire à l'exportation vue^* apparaît non-significative au seuil de 5% dans plus de la moitié des pays. En outre, pour les pays où elle s'avère non-nulle, elle reste faible, à de rares exceptions près (Argentine, Salvador, Madagascar, République Dominicaine) avec une valeur médiane égale à 0.34 seulement. Les estimations par produit donnent également des élasticités trop faibles pour être représentatives de la réalité. Elles sont même non-significativement différentes de zéro dans le cas de la banane, du cacao et du tabac (tableau 1.4). Dans la mesure où les résultats sont susceptibles d'être biaisés par des erreurs de mesure à la fois sur la VUE et sur le prix à la production, la relation entre le prix au producteur et le prix international est ensuite estimée directement.

1.6.3 La relation entre le prix payé aux producteurs et le prix international

Le tableau 1.5 donne l'élasticité du prix à la production pp^* par rapport au prix international pw^* . Comme attendu, les élasticités apparaissent généralement plus

1.6 Estimations

TAB. 1.3 – Relation entre le prix à la production et la VUE (analyse par pays)

$$pp_{jt}^* = \alpha'' + \beta'' vue_{jt}^* + \epsilon_{jt}''$$

	β''		R^2	Nb. obs.
Afrique du Sud	0.10	**	0.11	45
Argentine	1.12	***	0.72	75
Bangladesh	0.03		0.02	15
Belize	0.16		0.02	30
Bolivie	0.07		0.01	75
Brésil	0.47	***	0.12	90
Bulgarie	0.23	**	0.14	60
Burkina Faso	-0.44		0.57	15
Burundi	0.45	***	0.22	30
Cameroun	0.28	***	0.19	45
Colombie	0.12	*	0.03	105
Costa Rica	-0.04		0.00	90
Côte d'Ivoire	0.32	***	0.10	75
Egypte	0.02		0.00	30
El Salvador	1.80	***	0.94	15
Equateur	0.17		0.01	75
Ghana	-0.10		0.00	75
Honduras	0.14		0.08	60
Inde	0.15	*	0.06	75
Indonésie	0.03		0.00	90
Iran	-0.14		0.04	15
Jamaïque	0.34	***	0.30	60
Kenya	0.20	***	0.10	60
Madagascar	0.99	***	0.48	30
Malaisie	0.07		0.06	60
Malawi	-0.09		0.01	45
Maroc	0.34	***	0.46	15
Mexique	0.42	***	0.33	105
Mozambique	0.13		0.02	30
Myanmar	0.21	***	0.52	15
Népal	0.15	***	0.24	30
Nicaragua	0.07		0.01	75
Niger	-0.41		0.43	15
Nigéria	-0.01		0.01	75
Pakistan	0.19		0.01	45
Panama	0.04		0.00	45
Paraguay	0.21		0.02	60
Pérou	0.31	***	0.22	45
Philippines	-0.08		0.01	60
République dominicaine	1.00	***	0.31	60
Soudan	0.30	**	0.26	15
Sri Lanka	0.58	***	0.34	60
Thaïlande	-0.25		0.02	90
Togo	0.64	***	0.20	45
Trinité-et-Tobago	-0.16		0.03	45
Turquie	0.19	*	0.06	60
Uruguay	0.09		0.04	45
Venezuela	0.14		0.03	75

Note : Régressions en *pooling*. Ecart-types corrigés de l'hétéroscédasticité. Les panels sont cylindrés (15 observations par produit). *** (**, *) significatif à 1% (5%, 10%).

TAB. 1.4 – Relation entre le prix à la production et la VUE (analyse par produit)

$$pp_{it}^* = \alpha'' + \beta''vuc_{it}^* + \epsilon_{it}''$$

	β''	R^2	Nb. pays
banane	0.04	0.00	21
blé	0.29***	0.16	5
cacao	0.09	0.01	21
café	0.53***	0.14	33
caoutchouc	0.25***	0.09	7
coton	0.12***	0.00	37
riz	0.32***	0.37	7
soja	0.41***	0.34	6
sucre	0.07**	0.05	6
tabac	0.05	0.00	27

Note : Régressions en *within*-pays. Ecart-types corrigés de l'hétéroscédasticité. Les panels sont cylindrés (15 observations par pays). *** (**, *) significatif à 1% (5%, 10%).

élevées que celles de la régression (1.4.6). Elles restent cependant plus faibles que ce qu'on pouvait raisonnablement attendre sur la période récente. Dans 16 pays, l'élasticité est non-significativement différente de zéro. Dans le groupe de pays où elle est non-nulle, elle est comprise entre 0.18 et 1.4 et sa valeur médiane est proche de 0.6, ce qui est susceptible de masquer des élasticités individuelles très faibles voire improbables. Les estimations par produit mettent en effet en évidence une élasticité inférieure à 0.5 pour la banane, le caoutchouc, le coton, le sucre et le tabac (tableau 1.6). Dans certains cas, la faiblesse des élasticités estimées peut être due aux effets des politiques de prix (cas du coton par exemple). Cependant, une analyse temporelle de la relation (1.4.8) suggère plutôt la présence de nombreuses incohérences au niveau des données de prix à la production (tableau 1.9). Le café et le cacao apparaissent comme les deux seuls produits de l'échantillon pour lesquels les séries sont relativement nombreuses et fiables, au regard des élasticités de transmission souvent significatives et élevées.

Dans le cas du cacao, la transmission est significative dans 13 pays parmi 21, avec une valeur médiane égale à 0.80. Dans le cas du café, l'élasticité est significative dans 25 pays parmi 33, avec une valeur médiane égale à 0.73. Les résultats des estimations de Mundlak et Larson (1992) pour ces deux produits sur la période 1968-1978 sont relativement proches des résultats obtenus ici⁹. Logiquement, l'élasticité apparaît parfois plus élevée sur la période 1991-2005 que sur la période 1968-1978.

⁹Dans les travaux de Mundlak et Larson (1992) comme dans notre l'analyse, les analyses temporelles sont basées sur un faible nombre d'observations et les propriétés statistiques des séries, difficiles à déterminer, sont susceptibles d'affecter l'interprétation des estimations. Les résultats ne sont donc pas présentés ici qu'à titre de comparaison.

1.6 Estimations

TAB. 1.5 – Relation entre le prix à la production et le prix international (analyse par pays)

$$pp_{jt}^* = a'' + b''pw_{jt}^* + e''_{jt}$$

	b''		R^2	obs
Afrique du Sud	-0.13		0.03	45
Argentine	1.08	***	0.61	75
Bangladesh	0.11		0.02	15
Belize	0.20		0.01	30
Bolivie	0.18	**	0.07	75
Brésil	0.33	***	0.07	90
Bulgarie	0.33	***	0.26	60
Burkina Faso	-0.19		0.12	15
Burundi	0.18	*	0.06	30
Cameroun	0.54	***	0.33	45
Colombie	0.29	***	0.11	105
Costa Rica	0.48	***	0.15	90
Côte d'Ivoire	0.63	***	0.25	75
Egypte	0.36	***	0.21	30
El Salvador	1.47	***	0.93	15
Equateur	-0.28		0.01	75
Ghana	0.62	***	0.07	75
Honduras	0.59	***	0.43	60
Inde	0.35	***	0.24	75
Indonésie	-0.03		0.00	90
Iran	-0.10		0.02	15
Jamaïque	0.49	***	0.29	60
Kenya	0.60	***	0.43	60
Madagascar	1.44	***	0.70	30
Malaisie	0.68	***	0.40	60
Malawi	-0.19		0.02	45
Maroc	0.29	***	0.37	15
Mexique	0.75	***	0.50	105
Mozambique	0.09		0.01	30
Myanmar	0.21	***	0.45	15
Népal	-0.12		0.09	30
Nicaragua	0.60	***	0.24	75
Niger	-0.36		0.33	15
Nigéria	0.07		0.01	75
Pakistan	-0.53		0.02	45
Panama	0.07		0.01	45
Paraguay	0.43		0.04	60
Pérou	0.96	***	0.58	45
Philippines	0.45	***	0.23	60
République dominicaine	0.80	***	0.29	60
Soudan	0.47	***	0.60	15
Sri Lanka	0.59	***	0.17	60
Thaïlande	0.52	***	0.06	90
Togo	0.94	***	0.45	45
Trinité-et-Tobago	0.74	***	0.30	45
Turquie	0.38	***	0.21	60
Uruguay	0.87	***	0.39	45
Venezuela	0.61	***	0.25	75

Note : Régressions en *pooling*. Ecart-types corrigés de l'hétéroscédasticité. Les panels sont cylindrés (15 observations par produit). *** (**, *) significatif à 1% (5%, 10%).

TAB. 1.6 – Relation entre le prix à la production et le prix international (analyse par produit)

$$pp_{it}^* = a'' + b''pw_{it}^* + e_{it}''$$

	b''	R^2	Nb. pays
banane	0.27***	0.02	21
blé	0.70***	0.44	5
cacao	0.49***	0.14	21
café	0.49***	0.16	33
caoutchouc	0.44***	0.30	7
coton	0.27***	0.01	37
riz	0.62***	0.45	7
soja	0.87***	0.58	6
sucré	0.39***	0.24	6
tabac	0.31***	0.07	27

Note : Régressions en *within*-pays. Ecart-types corrigés de l'hétéroscédasticité. Les panels sont cylindrés (15 observations par pays). *** (**, *) significatif à 1% (5%, 10%).

1.7 Conclusion

L'objectif de ce chapitre était de présenter la chaîne des prix qui lie le producteur au marché mondial et de montrer à l'aide d'une économétrie simple mais robuste dans quelle mesure les mouvements du prix payé aux producteurs reflètent ceux de la VUE et du prix international. L'analyse en panel, par pays, de la transmission des prix internationaux aux prix à la production a conduit à des élasticités nettement moins élevées que celles estimées par Mundlak et Larson (1992), alors qu'on attendait des élasticités au moins aussi élevées en raison de l'avancement du processus de libéralisation des filières agricoles dans la plupart des pays et de l'amélioration supposées de la qualité des données de prix à la production fournies par la FAO. Cependant, il est possible que les régressions à partir d'un panel important de produits comme celui de Mundlak et Larson (1992) conduisent à des élasticités élevées tout en masquant certaines incohérences individuelles. L'analyse en panel par produit montre en effet que la transmission est particulièrement faible pour certains produits (banane, sucre, tabac, coton). Bien que les politiques gouvernementales soient encore susceptibles d'atténuer la transmission dans certains cas (coton en Afrique par exemple), les valeurs des élasticités, parfois non significatives voire même négatives, amènent à plutôt à douter de la qualité de certaines séries de la base FAOSTAT 2007.

Dans le cas du cacao et de café, les données sont assez nombreuses et l'élasticité de transmission apparaît relativement élevée, ce qui suggère que les prix à la production

1.7 Conclusion

collectés sont assez représentatifs de la réalité. Cependant, les données sont annuelles et peu étendues. Elles ne permettent donc pas une analyse économétrique détaillée de la transmission des prix agricoles. Celle-ci est donc traitée dans le Chapitre 2 à l'aide de la base de données mensuelles de l'Organisation Internationale du Café. Au delà de l'estimation de la relation de long terme, les séries de prix mensuels sur longue période peuvent être utilisés pour mettre en évidence l'impact des politiques agricoles et des intermédiaires commerciaux sur l'ajustement de court terme et la vitesse de retour à l'équilibre du prix au producteur. Les développements récents de l'économétrie temporelle peuvent en effet être utilisés pour montrer que le prix à la production peut être maintenu durablement en dessous de sa valeur d'équilibre (cf. Chapitre 2). Par la suite, dans la mesure où les mouvements des prix à la production ne sont jamais totalement déconnectés des prix internationaux, ces derniers sont utilisés pour étudier les conséquences de l'instabilité des prix agricoles sur l'offre ou la pauvreté des producteurs, à partir d'une base de données homogène et étendue (Chapitres 4 et 5).

TAB. 1.7 – Echantillon

Afrique du Sud
Argentine
Bangladesh
Belize
Bolivie
Brésil
Bulgarie
Burkina Faso
Burundi
Cameroun
Colombie
Costa Rica
Côte d'Ivoire
El Salvador
Ghana
Honduras
Inde
Indonésie
Iran
Jamaïque
Kenya
Madagascar
Malaisie
Malawi
Maroc
Mexique
Mozambique
Myanmar
Nicaragua
Niger
Nigéria
Népal
Pakistan
Panama
Paraguay
Philippines
Pérou
Rép. Dominicaine
Soudan
Sri Lanka
Thaïlande
Togo
Trinité-et-Tobago
Turquie
Uruguay
Venezuela
Égypte
Équateur

TAB. 1.8 – Sources des données

Produit	Source des données de prix mondiaux
banane	CNUCED Bananes fraîches, Amérique centrale et Équateur, FAB ports US (cts/lb.)
blé	CNUCED Blé, États-Unis, roux d'hiver ordinaire n° 2, FAB Golfe du Mexique
cacao	IFS Cocoa Beans (US \$/MT) New York and London
café	CNUCED Café, prix indicatif composé 1976, A.I.C. (cts/lb.)
caoutchouc	CNUCED Caoutchouc en balles, RSS n°1, FAB Singapour
coton	IFS Cotton (US cents/pound) Liverpool Index
riz	CNUCED Riz, Thaïlande, blanche, 5% de brisures, FAB Bangkok
soja	CNUCED Fèves de soja jaune, États Unis, n° 2, CAF Rotterdam
sucré	CNUCED Sucre en vrac, moyenne des prix quotidiens A.I.S. FAB ports des Caraïbes (A.I.S.) (cts/lb.)
tabac	CNUCED Tabac non fabriqué, valeur unitaire des importations aux États-Unis

TAB. 1.9: Relation entre le prix à la production et le prix international (analyse temporelle) $pp_t^* = a'' + b''pw_t^* + e_t''$

	banane	ble	cacao	café	caoutchouc	coton	riz	soja	sucré	tabac
Afrique du Sud	-0.45	1.16 ***				-0.14	1.35 ***	0.93 ***		0.20 ***
Argentine						1.25 ***				1.37 ***
Bangladesh										0.11
Belize	1.39 **		0.16							
Bolivie	-0.05		0.04	0.28 **		0.82 ***		0.61 ***		
Brésil	-0.54		0.48 ***	1.42 ***		-0.11		0.25 **		-0.15
Bulgarie		0.29				0.38 ***	0.46 ***			0.24
Burkina Faso						-0.19				
Burundi				0.12		0.54 ***				
Cameroun			0.50 *	0.73 ***		0.13 *				
Colombie	0.04		-0.35	0.59 ***		0.80 ***	0.30 **		0.99 ***	0.38 ***
Costa Rica	-0.23		0.59	0.64 ***		0.07			0.21 ***	1.93 ***
Côte d'Ivoire	-0.08		0.47 ***	0.73 ***	0.40	0.44 *			0.20 ***	
Égypte						0.55 ***				
El Salvador				1.47 ***						
Équateur	0.30		1.03 ***	-1.18		0.91 ***				-0.04
Ghana	1.89 ***		0.90 ***	0.19		-0.28				-0.06
Honduras			1.26 ***	0.79 ***		0.22 **				0.23 **
Inde	-0.09			0.24 **	0.46 **	0.31 ***				0.02
Indonésie	-0.01		0.68 ***	0.46 ***	-0.37	0.26 ***				-0.43
Iran						-0.10				
Jamaïque	0.90 ***		0.23	0.20 ***					0.69 ***	
Kenya				0.88 ***		0.65 ***			0.31 **	0.01

1.7 Conclusion

[illegible]

Les écart-types sont corrigés de l'hétéroscédasticité. *** (**, *) significatif à 1% (5%, 10%).

Annexe A Revue de l'information statistique sur les prix à la production dans les PED

L'information concernant les prix payés aux producteurs agricoles dans les pays en développement est rare. Or les données de prix à la production permettent d'évaluer le revenu des producteurs et sont à la base des choix de politique agricole et commerciale. Elles permettent notamment l'élaboration de politiques de prix telles que le contrôle direct des prix, les subventions, la taxation des importations et des exportations. Elles sont également à la base des politiques d'intervention, de la régulation de l'offre et de la demande ou du contrôle des prix des facteurs de production. En outre, elles sont utilisées en comptabilité nationale et permettent d'estimer la part des revenus agricoles dans le revenu national. Elles permettent également la construction d'indices de prix dont l'évolution dans le temps renseigne sur le comportement des producteurs et sur l'évolution des termes de l'échange par rapport aux autres secteurs de l'économie. Enfin, elles peuvent être introduites dans tout type d'analyse économique dans la mesure où elles constituent une information sur le niveau de vie de la population rurale.

Le prix payé au producteur (ou prix à la production) correspond au prix reçu par le producteur agricole au cours d'une transaction. D'après la définition de l'Organisation des Nations Unies pour l'Alimentation et l'Agriculture (FAO), ce prix n'inclut pas les coûts occasionnés par le transport du produit de l'exploitation au premier point de vente (FAO, 1980). S'agissant des pays développés, quantité et qualité des données de prix à la production sont bonnes. Plusieurs bases de données importantes sont d'ailleurs disponibles : EUROSTAT¹⁰, la Division Statistique des Nations Unies¹¹, l'Organisation de Coopération et de Développement Economiques¹², le *US Department of Labor*¹³, le *Food and Agricultural Policy Research Institute*¹⁴ notamment.

Cette annexe est une revue de l'information statistique concernant les prix payés

¹⁰La base EUROSTAT, élaborée par la Commission Européenne, donne un accès gratuit à des données de prix à la production pour les pays européens entre 1970 et 2005, en données annuelles et mensuelles (<http://europa.eu.int/comm/eurostat>).

¹¹La Division Statistique des Nations Unies (*United Nations Statistics Division*) fournit des indices de prix à la production agricole (produits agricoles agrégés) pour 78 pays entre 1980 et 2004 (<http://unstats.un.org/unsd/default.htm>).

¹²L'OCDE fournit une base de données d'indicateurs du soutien aux producteurs de l'OCDE lié aux politiques agricoles - mesures créant un écart entre les prix du marché intérieur et les prix à la frontière (<http://www.oecd.org/statsportal/>).

¹³Le *Bureau of Labor Statistics* dispose d'une base très détaillée de données de prix aux producteurs américains, en données mensuelles, pour la période 1947-2007 (<http://www.bls.gov/>).

¹⁴Ce centre de recherche dispose d'une base de données couvrant une vingtaine de pays et une vingtaine de produits agricoles à partir de 1995 et propose des projections jusqu'en 2015 (<http://www.fapri.org/>).

aux producteurs dans les pays en développement. La première section est consacrée à la présentation des différentes sources de données. L'examen du contenu et du niveau de qualité des bases répertoriées fait l'objet de la deuxième section. La troisième section propose un comparatif entre différentes sources de données supposées mesurer des prix identiques. Enfin, la possibilité de se tourner vers des données de prix alternatives est envisagée dans la dernière section.

A.1 La couverture des données

Les données de prix au producteur dans les pays en développement sont rares principalement parce qu'elles sont difficiles à collecter. La base de données la plus étendue concernant les prix à la production est la base FAOSTAT fournie par la FAO. Certains organismes internationaux dont l'action est exclusivement liée à un produit agricole particulier (Organisation Internationale du Café, Organisation Internationale du Cacao, etc.) fournissent également des données de prix à la production. Enfin, certains travaux dans la littérature économique reposent sur des données non-officielles compilées par les auteurs eux-mêmes.

La base FAOSTAT

La FAO a élaboré une importante base de données constituée de plus d'un million de séries portant sur l'agriculture, la nutrition, la pêche, les forêts, l'aide alimentaire, l'utilisation des sols et la population. Dans le domaine de l'agriculture, FAOSTAT fournit des données annuelles sur les prix au producteur pour 129 pays sur la période 1991-2005 (tableau 1.10) et 187 produits agricoles. Récemment, la base FAOSTAT a été entièrement remaniée. Un vaste travail de mise à jour a notamment été entrepris depuis juin 2006 et la base de données est graduellement actualisée depuis. Cette base, dite *Base de données centrale*, est accessible via le site internet (<http://fao-stat.fao.org/>). La base telle qu'elle était sur le site internet en mai 2005 est disponible en CD-ROM (FAOSTAT 2005). Elle est également éditée sous forme d'annuaire statistique (Annuaire statistique de la FAO 2005/2006, volumes 1 et 2).

Le site internet FAOSTAT offre également un accès à une base de données reléguée aux archives (*Base Archivée*) combinant données actualisées issues de la *Base Centrale* et données antérieures à 1991 non-actualisées. Les données non-actualisées couvrent la période 1966-1990 et sont issues d'une version de la base mise à jour en avril 1997 éditée en version CD-ROM (FAOSTAT 1998) couvrant la période 1966-1995. Il est important d'observer que FAOSTAT 1998 couvre plus de pays et de produits que la *Base Archivée*, qui ne propose les données de prix antérieurs à 1990 que pour les séries apparaissant dans la *Base Centrale*. La version CD-ROM de FAOSTAT 1998 n'étant plus en vente aujourd'hui, de nombreuses séries (non-actualisées)

Des prix agricoles internationaux aux prix payés aux producteurs

TAB. 1.10 – Base FAOSTAT : couverture pays

Afghanistan	Estonie	Mozambique
Afrique du Sud	États-Unis	Myanmar
Algérie	Éthiopie	Namibie
Allemagne	Fédération de Russie	Népal
Arabie saoudite	Finlande	Nicaragua
Argentine	France	Niger
Arménie	Gambie	Nigéria
Australie	Géorgie	Norvège
Autriche	Ghana	Nouvelle-Zélande
Azerbaïdjan	Grèce	Pakistan
Bangladesh	Guinée	Panama
Barbade	Guinée équatoriale	Paraguay
Bélarus	Honduras	Pays-Bas
Belgique	Hongrie	Pérou
Belize	Inde	Philippines
Bhoutan	Indonésie	Pologne
Bolivie	Rép islamique d'Iran	Portugal
Bosnie-Herzégovine	Irlande	Qatar
Brésil	Islande	Roumanie
Bulgarie	Israël	Royaume-Uni
Burkina Faso	Italie	Rwanda
Burundi	Jamaïque	Sainte Lucie
Cambodge	Japon	Serbie-et-Monténégro
Cameroun	Jordanie	Slovaquie
Canada	Kazakhstan	Slovénie
Cap-Vert	Kenya	Soudan
Chili	Kirghizistan	Sri Lanka
Chine	Laos	Suède
Chypre	Lettonie	Suisse
Colombie	Liban	Suriname
Congo	Lituanie	Syrie
Cook, Iles	Luxembourg	Tadjikistan
Corée	Macédoine	République Tchèque
Costa Rica	Madagascar	Thaïlande
Côte d'Ivoire	Malaisie	Togo
Croatie	Malawi	Trinité-et-Tobago
Danemark	Mali	Tunisie
République Dominicaine	Malte	Turkménistan
Égypte	Maroc	Turquie
El Salvador	Maurice	Ukraine
Équateur	Mexique	Uruguay
Érythrée	République de Moldavie	Venezuela
Espagne	Mongolie	Zimbabwe

ont donc définitivement disparu du système (voir section suivante).

La *Base Centrale* diffère de la base non-actualisée (FAOSTAT 1998) d'abord par la forme. La nouvelle base est un système composé d'une base de données centrale (la *Base Centrale*) et de bases de données satellites thématiques qui l'alimentent. Ces dernières couvrent notamment les domaines de la production (ProdSTAT), de la consommation (FishSTAT, ForesSTAT, AquaSTAT), du commerce (TradeSTAT), des ressources agricoles (ResourceSTAT) et bien sûr des prix (PriceSTAT). Dans FAOSTAT 1998, les données dans les différents domaines n'étaient pas centralisées dans une base centrale, chaque base était indépendante. La *Base Centrale* diffère surtout de la base non-actualisée (FAOSTAT 1998) par son contenu. Mis à part le prolongement des séries jusqu'en 2005, elle intègre de nouveaux indicateurs, en plus du prix au producteur par tonne exprimé en monnaie locale proposé dans l'ancienne base : le prix au producteur par tonne exprimé en US dollars et le prix au producteur par tonne exprimé en parité de pouvoir d'achat agricole. Ces indicateurs permettent d'établir des comparaisons internationales. Les séries comptent souvent des données manquantes.

Les bases de données par produit

Une importante base de données de prix payés aux producteurs de café est proposée par l'Organisation Internationale du Café (OIC). L'OIC a été créée en 1963 suite à la signature du premier Accord International sur le Café (AIC) en 1962. L'AIC de 1962 est le produit de négociations sous l'égide des Nations Unies entre pays exportateurs et pays importateurs de café. Il a été suivi par l'AIC de 1968 puis celui de 1976. A partir de l'AIC de 1994, l'activité de l'OIC s'est résumée à la collecte et à la diffusion d'informations.

La Division Statistique de l'OIC (*Statistics Committee*) collecte et publie des renseignements statistiques sur la production, les prix, les exportations, les importations et les ré-exportations, la distribution et la consommation du café dans le monde. Elle obtient ces données auprès de ses 77 pays membres (45 pays exportateurs représentant 97% de la production mondiale et 32 importateurs représentant 80% de la consommation mondiale) mais ne rend public aucun renseignement permettant d'identifier les opérations des individus ou des firmes qui produisent, traitent ou écoulent du café. Les pays membres sont tenus de communiquer sous la forme la plus détaillée possible les renseignements demandés. Par ailleurs, l'OIC est susceptible de fournir une aide technique par le biais de réunions visant à mettre en commun l'expérience des pays en mesure de fournir des données en conformité avec les Règles Statistiques élaborées par l'OIC. Le Rapport Annuel 2005-2006 indique que 84% des pays membres exportateurs et 98% des pays membres importateurs ont

rempli leurs obligations cette année.

L'OIC propose une base de données de prix à la production mensuels, accessible en ligne (<http://www.ico.org/historical.asp>), couvrant 30 pays exportateurs d'arabica et 26 pays exportateurs de robusta pour les 30 dernières années (tableau 1.11). Les prix sont exprimés en US cents par livre. Ils sont très largement utilisés dans la littérature empirique sur la transmission des variations de prix en raison de la fréquence des observations (voir Rapsomanikis, Hallam, et Conforti (2003) ou Kriwonos (2004) pour les travaux empiriques récents).

De manière analogue, l'Organisation Internationale du Cacao (ICCO) a initialement été créée en 1972 pour mettre en application le premier Accord International sur le Cacao. Cinq accords ont suivi l'accord de 1972. Aujourd'hui, les activités de l'ICCO portent sur les tarifs douaniers, les taxes indirectes liées à la consommation, les coûts de production et surtout l'information. En effet, depuis 1973, l'ICCO collecte et publie des données statistiques sur le cacao. Le *Quarterly Bulletin of Cocoa Statistics* est une source de données qui fait autorité mais elle propose peu d'information relative aux prix payés aux producteurs. Aucune donnée de prix à la production n'est directement disponible sur le site (www.icco.org) et seulement quelques séries de données annuelles sont disponibles sur demande (info@icco.org). Elles sont présentées dans le tableau 1.12.

TAB. 1.11 – Base OIC : couverture pays

ARABICA (30 pays)	ROBUSTA (26 pays)
Bolivie	Angola
Brésil	Bénin
Burundi	Brésil
Cameroun	Cameroun
Colombie	Côte d'Ivoire
Costa Rica	Equateur
Cuba	Gabon
El Salvador	Ghana
Equateur	Guinée
Ethiopie	Inde
Guatemala	Indonesie
Haiti	Liberia
Honduras	Madagascar
Indie	Nigeria
Jamaïque	Ouganda
Kenya	Papouasie Nouvelle Guinée
Malawi	Philippines
Mexique	République Démocratique du Congo
Nicaragua	République Centrafricaine
Ouganda	République du Congo
Panama	Sierra Leone
Papouasie Nouvelle Guinée	Tanzanie
Pérou	Thaïlande
Philippines	Togo
Republique Dominicaine	Trinidad et Tobago
Rwanda	Vietnam
Tanzanie	
Venezuela	
Zambie	
Zimbabwe	

Source : OIC

TAB. 1.12 – Base ICCO : exemples

	Brésil (Real/15kg)	Rép. Dominicaine (Dominican peso/kg)	Equateur (Sucres/kg)	Cameroun (FCFA/kg)	Côte d'Ivoire (FCFA/kg)	Ghana (Cedi/tonne)	Nigéria (Naira/tonne)	Malaysia (Ringit/tonne)	Indonésie (Rupiah/kg)
1993/94	7.5	532	2112	297	202	390583	54700	2900	2252
1994/95	15.1	653	2566	427	315	729494	87800	3000	2161
1995/96	15.5	643	3146	369	315	915841	91300	3000	2216
1996/97	21.7	759	4468	430	340	1326402	105000	3440	2769
1997/98	23.6	855	6588	558	421	1800000	112900	5000	7410
1998/99	25.2	640	7600	496	557	2250000	113400	3950	7231
1999/00	23.4	465	13300	371	317	2255440	76200	2920	7227
2000/01	30.3	441	19100	434	369	3505958	94000	3360	7259
2001/02	62.7	900	24000	641	631	4539646	126200	5270	8513
2002/03	87.5	1426	38600	1023	690	8500000	130200	6530	9419
2003/04	64.1	1678	28900	720	355	9000000	142100	5300	9578
2004/05	56.0	1250	29200	n.a.	325	9000000	155300	5160	.
2005/06	47.1	1337	35100	558	342	9000000	171600	4940	.

Source : Organisation Internationale du Cacao.

Le tableau 1.13 présente les adresses internet des principaux organismes internationaux consacrés à un produit agricole particulier. Ces organismes proposent parfois des séries de prix internationaux mais rarement de prix à la production. L'*International Rubber Study Group* fournit des données de prix au producteur mensuels et annuels sur demande (economics@rubberstudy.com). L'*International Sugar Organization* propose une étude intitulée *International Survey of Sugar Crop Yields and Prices Paid for Sugar Cane and Beet*, également disponible sur demande.

Les autres sources de données

D'autres sources de données de prix payés au producteur sont utilisées dans la littérature empirique. Les travaux qui requièrent l'utilisation de données de prix à la production, reposent parfois sur l'utilisation de bases de données différentes de celles proposées par les organismes statistiques internationaux. Le plus souvent, ce type de données est transmis par les consultants des organismes internationaux en mission dans les pays en développement. Par ailleurs, quelques agences nationales de statistiques diffusent également des données de prix à la production.

Données utilisées dans les études empiriques

Dans une étude récente de la transmission des variations de prix sur certains marchés agricoles, Conforti (2004) a développé une analyse empirique reposant sur une base de données de prix à la production constituée par les consultants de la FAO en mission et recueillie par le Service des Produits de Base. La base ESCB¹⁵ est composée de séries de prix à la production, de prix au détail et de prix de gros. Concernant les prix à la production, elle propose des séries de prix annuels pour 14 pays en développement : Brésil, Chili, Costa Rica, Egypte, Ethiopie, Inde, Indonésie, Mexique, Ouganda, Pakistan, Sénégal, Thaïlande, Turquie et Uruguay. Des données de prix mensuels sont également disponibles pour 6 des 14 pays de la base : Costa Rica, Egypte, Ethiopie, Indonésie, Sénégal et Turquie. Conforti (2004) précise que les données de prix ne correspondent pas toujours aux produits agricoles les plus importants pour les pays considérés, certaines séries ont donc par définition un intérêt limité. En outre, certaines séries comptent très peu d'observations (cas de l'Ethiopie), ce qui limite là encore les possibilités d'utilisation. En outre, la signification de prix payé au producteur est susceptible de varier d'un marché à l'autre. Les consultants sur place ont reporté les prix se rapprochant le plus de la définition initiale. Les données manquantes sont remplacées par interpolation.

Dans une étude récente de la transmission des variations de prix internationaux

¹⁵ESCB signifie **E**conomic and **S**ocial Development Department, **C**ommodities and Trade Division, **B**asic Foodstuffs Service.

aux prix à la production, Baffes et Gardner (2003) utilisent également des données de prix à la production compilées par les consultants Banque Mondiale sur le terrain. Leur échantillon compte 8 pays en développement exportateurs de produits agricoles. Les auteurs fournissent peu de détails sur les sources des données mais spécifient en annexe de leur article qu'ils ont eu recours à des données annuelles établies par la USAID (*United States Agency for International Development*) pour les prix à la production en Egypte sur la période 1970-1990, à la base du *Secretaría de Recursos Hídricos* pour les prix au Mexique entre 1970 et 1994 et à la base de la *Fundacion Investigaciones Economicas Latinoamericanas* pour l'Argentine entre 1970 et 1997.

Bases de données des agences nationales de statistiques

Le site des Nations Unies répertorie de nombreux sites d'agences nationales de statistiques (http://unstats.un.org/unsd/methods/inter-natlinks/sd_natstat.asp). Parmi les sites officiels des pays en développement, peu diffusent des données de prix à la production désagrégés. Ainsi, l'Agence Nationale de la Statistique et de la Démographie du Sénégal propose des séries de prix à la production (parfois incomplètes) pour l'arachide, le coton, le riz, le mil et le sorgho, le maïs, le niébé et le manioc entre 1990 et 2004. L'*Instituto Nacional de Estadísticas* du Chili propose l'indice des prix à la production agrégés pour le secteur agricole, sylvicole et de l'élevage en données mensuelles entre avril 2003 et février 2007. Le *Departamento Administrativo Nacional de Estadística* de Colombie fournit l'indice des prix au producteur agrégés en données mensuelles pour la période 1990-2006. L'*Instituto Nacional de Estadísticas y Censos* en Equateur fournit également un indice des prix à la production agrégés pour le secteur agricole, sylvicole et piscicole entre janvier 2006 et février 2007. Les séries de prix à la production fournies par les agences nationales des pays en développement sont donc difficilement utilisables dans les travaux empiriques qui requièrent des séries longues, de fréquence importante et à un niveau suffisamment désagrégé.

TAB. 1.13 – Organismes Internationaux pour les produits agricoles

International Rubber Study Group	http://www.rubberstudy.com/
International Cocoa Organization	http://www.icco.org/
International Coffee Organization	http://www.ico.org/
International Cotton Advisory Committee	http://www.icac.org/
International Grains Council	http://www.igc.org.uk/en/default.aspx
International Jute Organization	http://www.jute.org/
International Sugar Organization	http://www.sugaronline.com/iso/
International Tropical Timber Organization	http://www.itto.or.jp/live/PageDisplayHandler?pageId=1
International Tea Committee	http://www.inttea.com/index.asp
International Cotton Association	http://www.ica-ltd.org/ICA/webhome.nsf/pages/Home?OpenDocument

A.2 La qualité des données

Depuis plusieurs années, la qualité des données a fait l'objet de plusieurs rassemblements d'experts des organismes statistiques internationaux. L'accent a été mis sur la nécessité d'évaluer la qualité des données collectées et certains organismes ont proposé l'élaboration de bases de données relatives à la qualité de l'information contenue dans les bases de données. Concernant les données de prix payés aux producteurs, le problème de la qualité est particulièrement marqué, en raison notamment des difficultés pratiques liées à la collecte des données.

Les conférences internationales

Depuis les années 1990, plusieurs rapports ont souligné la volonté des agences statistiques internationales les plus importantes d'évaluer la qualité des données qu'elles proposent aux utilisateurs de leurs bases de données (Trant, 1993; Bier et Ahnert, 2001; EUROSTAT, 2000; FMI, 2001). La FAO notamment a initié en 2000 un projet devant permettre d'améliorer les méthodes actuelles d'évaluation de la qualité des données. Ce projet, l'ABCDQ¹⁶ (*Agricultural Bulletin Board on Data Collection, Dissemination and Quality of Statistics*), devrait permettre d'évaluer la qualité des données de chaque pays et de leur accorder le feu vert si elles sont bonnes, orange si elles sont à utiliser avec précaution et rouge si elles sont mauvaises. Cette base devrait en outre indiquer la source des données et le type de collecte (par recensement, par échantillonnage, à partir de dossiers administratifs, d'après le jugement d'un spécialiste, etc.). La FAO prévoit également de fournir le nom des contacts et des statisticiens officiels pour que les utilisateurs puissent obtenir plus de renseignements directement auprès du personnel sur le terrain. La mise à jour de la base ABCDQ devrait être confiée aux ministères de l'agriculture et aux bureaux des statistiques des pays intéressés. Par ailleurs, la FAO a également le projet de développer un « label de qualité » permettant d'estampiller les séries du système FAOSTAT dans la mesure où elles rempliraient les critères suivants : disponibilité des métadonnées¹⁷, utilisation des classifications internationales, calendrier de mises à jour, couverture globale.

¹⁶ Aucun accès à la base ABCDQ n'est disponible à ce jour.

¹⁷ Le système FAOSTAT a pour objectif de diffuser pour chaque série les métadonnées statistiques suivantes : définitions et concepts, classifications, données de références (symboles, unités et facteurs de conversion), méthodologie statistique, diffusion des données et indicateurs de qualité.

TAB. 1.14 – Indicateurs de qualité des données

Dimension	Indicateur
Pertinence	Indice de satisfaction de l'utilisateur (1) Nombre de publications ou d'accès aux bases de données Taux de disponibilité des statistiques (2)
Exactitude	Coefficient de variation (3) Taux de réponse (4) Taux d'imputation (5) Taux d'erreurs de couverture (6) Importance des révisions
Caractère opportun	Respect des délais de publication Temps moyen écoulé entre la fin de la période de référence et la date de publication
Accessibilité	Nombre de moyens de diffusion des données
Comparabilité entre pays	Différences dans les concepts et les mesures par rapport à la norme Nombre et longueur des séries comparables Asymétrie dans les données miroir (7)
Cohérence dans le temps	Nombre de séries qui satisfont aux conditions requises pour l'utilisation secondaire (8)

Source : Eurostat (2005).

Notes : 1 L'indice de satisfaction est basé sur des questionnaires standards soumis aux utilisateurs connus de la base. 2 Le taux de disponibilité est le nombre de données collectées rapporté au nombre de données attendues dans le domaine attendu. 3 Dans l'échantillonnage, les techniques d'approximation permettent une estimation de la valeur attendue et de la variance des données statistiques pour l'ensemble des échantillons possibles. Un indicateur traditionnel pour l'erreur d'échantillonnage est le coefficient de variation. 4 Le taux de réponse est basé sur le nombre d'interviews réalisés dans l'échantillon. 5 Après la collecte, les données sont traitées (codées, pondérées, annotées, etc.). Le taux d'imputation fait référence aux erreurs survenant à ce stade du traitement. 6 Les erreurs de couverture surviennent lorsqu'il existe une différence entre la population ciblée et celle effectivement couverte. 7 Lorsque les pays ne rapportent pas leurs données statistiques, celles-ci sont parfois calculées par l'organisme international à partir des données des pays partenaires ou voisins. On parle alors de statistiques miroir. 8 L'utilisation secondaire fait référence à l'utilisation des données dans des statistiques intégrées comme les comptes nationaux par exemple.

Au cours des conférences sur la qualité des données (Wiesbaden 2004, Newport 2006), les organisations statistiques internationales ont défini les dimensions de la qualité¹⁸ : la pertinence des données, leur exactitude, le caractère opportun de leur publication, leur accessibilité, leur comparabilité entre pays et leur cohérence dans le temps. Les indicateurs actuels de la qualité des données, recensés par Eurostat, sont présentés dans le tableau 1.14. Un des apports de la FAO dans le débat sur l'évaluation de la qualité des données a été de proposer une évaluation de la qualité *relative* à la performance du pays ou de l'organisme en charge de la collecte. Certains "facteurs-clef" tels que l'importance de la population, son niveau d'éducation, la taille du pays ou son niveau de richesse influencent en effet la qualité de la collecte des données et leur diffusion auprès des organismes internationaux (FAO, 2006).

La collecte des données de prix au producteur

La collecte des données de prix à la production est un exercice particulièrement délicat. Le manuel *Farm and Input Price : Collection and Compilation* (FAO, 1980) a pour objet d'assister les pays membres de la FAO dans la collecte et la compilation des données de prix au producteur. Ce document fait notamment apparaître les difficultés auxquelles peut se heurter le personnel en charge de cette mission. Les plus significatives sont reportées dans ce qui suit.

Avant même de collecter les données de prix à la production, il est nécessaire de savoir dans quelles régions est concentrée la production de chaque produit agricole et de connaître les périodes de récoltes. Il est également nécessaire de connaître les procédures de commercialisation des produits agricoles étudiés. En effet, si le prix payé au producteur à la ferme n'est pas directement disponible, il convient de connaître le premier point de vente - le prix à la production est alors égal au prix déterminé sur le premier point de vente, diminué des coûts occasionnés par le transport du produit depuis la ferme. Or, le premier point de vente peut varier d'un produit à l'autre. Un produit primaire peut être directement vendu à un exportateur, à une industrie agro-alimentaire, à un détaillant ou à différents intermédiaires de la chaîne de commercialisation. Il peut être collecté par un négociant itinérant pour être vendu sur un marché voisin ; il peut être collecté par une coopérative ; il peut être vendu pour un contrat à terme ; il peut être entreposé. Il est également important de savoir quels produits agricoles sont destinés à la consommation domestique

¹⁸Les données dont on évalue la qualité ont nécessairement été collectées et traitées selon les « Principes Fondamentaux des Statistiques Officiels » des Nations Unies (1994). De la même manière, avec l'adoption du « Code de bonnes pratiques » de la statistique européenne, Eurostat et les autorités statistiques des États Membres ont adopté une approche globale de la qualité statistique. Il se base sur une définition statistique européenne commune de la qualité dans les statistiques et vise tous les secteurs de l'environnement institutionnel, les processus de production des statistiques jusqu'à leur diffusion en tant que Statistiques Officielles Européennes.

et lesquels sont destinés à l'exportation, la localisation des marchés et leur taille, les principales agences intervenant dans l'achat et la vente du produit sur le marché, les possibilités de transformation du produit, le stockage et les interventions gouvernementales sur les prix. L'éventail des possibilités pour chacun de ces éléments compliquent évidemment la collecte des données. Naturellement, le marché retenu pour la collecte des données de prix doit être représentatif, c'est-à-dire sensible aux variations des prix des marchés auxquels il est lié. Il faut également qu'il soit ouvert tout au long de l'année et permettent la collecte de données de prix pour le plus de produits possibles. Enfin, le nombre de marchés retenus pour la collecte dépend de la disponibilité du personnel en charge, ce qui est conditionné par les ressources humaines et financières du pays.

Le prix à la production d'un produit agricole représentatif d'un pays particulier est nécessairement un prix moyen. Or, un produit agricole peut ne pas être commercialisé au même prix dans toutes les régions du pays. Même au sein d'une même variété, les prix diffèrent en fonction du taux d'humidité, de la réfraction, des mélanges, etc. Le prix d'un même produit est donc susceptible de varier plusieurs fois au cours d'une même journée. Il est cependant nécessaire de déterminer le cours le plus représentative. Ce doit obligatoirement être une moyenne des cours atteints dans la journée. Pour obtenir une moyenne arithmétique ou un prix médian, il faut pouvoir enregistrer les prix de chaque transaction. Pour obtenir une moyenne pondérée, il faut pouvoir additionner les quantités vendues à chaque prix. Une manière simple d'obtenir un prix représentatif consiste à retenir le prix correspondant à la majorité des transactions effectuées.

Une autre difficulté dans la collecte des prix à la production est liée à la multitude des variétés et des qualités d'un même produit agricole. En effet, la standardisation des variétés et des qualités n'est pas toujours évidente. Par la suite, il est nécessaire de retenir les variétés les plus représentatives - autrement dit les plus échangées. Il faut également qu'elles soient échangées de manière continue au cours de l'année. Par ailleurs, il est envisageable qu'une variété vienne se substituer à celle retenue initialement et cette substitution doit être prise en compte. Enfin, il est possible que toutes les régions d'un pays n'utilisent pas la même unité de poids. Il est alors nécessaire de procéder à une conversion dans une unité de poids standardisée. Il est également important d'établir à l'avance si l'unité de poids retenue fait référence au produit avec ou sans son emballage.

Le traitement des données FAOSTAT

Bien que les bases de données officielles soient réputées de bonne qualité, le détail du traitement des données est rarement communiqué aux utilisateurs. Au fil

des mises à jour, des incohérences peuvent apparaître, jetant ainsi un doute sur la qualité des séries. A cet égard, la *Base Archivée* de la base FAOSTAT combinant données récentes actualisées et données non-actualisées est problématique. En effet, les données relatives à la période 1991-1995 ont été largement modifiées lors de l'actualisation des séries et il est difficile de savoir dans quelle mesure les données relatives à la période antérieure (1966-1990) qui, elles, n'ont subi aucune modification, sont utilisables. La Division Statistique de la FAO explique que les séries ont été interrompues en 1995 pendant plusieurs années à cause du manque de personnel et que la collecte des données n'a pu être re-initiée que récemment. La raison pour laquelle l'actualisation des séries n'a pas été faite pour les années antérieures à 1991 n'est pas donnée explicitement, mais il est possible qu'elle soit liée à la réforme des marchés agricoles. En effet, la qualité des données fournies par les gouvernements dans les pays où les prix à la production étaient administrés est supposée faible. Avec la libéralisation des marchés internes et notamment la suppression des organismes de stabilisation réputés pour la non-transparence de leur fonctionnement, la qualité des données a pu s'améliorer. De ce point de vue, les données récentes (1996-2001) seraient donc plus fiables que les données anciennes (1966-1990). Quant à la période 1991-1995, la Division Statistique ne fournit que peu d'explications sur les modifications introduites. On peut toutefois supposer qu'elle utilise des algorithmes récents qui génèrent des données plus proches de la réalité (plus raisonnables) et qu'elle utilise de meilleures techniques de reconstitution des données, à partir des séries de prix pour les produits concurrents/complémentaires ou dans les pays voisins par exemple¹⁹. Cependant, aucun document officiel en ligne ne révèle les détails de l'élaboration des séries actualisées. Seuls les balises (*flags*) accolées aux séries donnent certaines indications quant aux méthodes sous-jacentes. On distingue ainsi les prix Fc , qui correspondent à un prix moyen calculé par la FAO à partir de données officielles publiées par les pays ou fournies officiellement à la FAO, des prix Ff , qui correspondent à un prix moyen calculé à partir de données dont au moins un des prix détaillés est un prix estimé. Les travaux de mise à jour devraient permettre à terme de fournir des séries complètes, estampillées Fk , où chaque donnée manquante aura été remplacée par une estimation.

A.3 Sources multiples

Pour certains produits agricoles et certains pays particuliers, il est parfois possible d'obtenir des données issues de différentes sources. Il apparaît alors que les critères de choix sont le plus souvent définis par l'utilisateur lui-même.

¹⁹Un bref récapitulatif des améliorations apportées à FAOSTAT est fourni sur le site. Il y est notamment spécifié que le traitement des données manquantes repose sur des méthodes bayésiennes telles que l'estimation de densité de probabilité par maximum d'entropie.

La nouvelle base FAOSTAT versus la Base Archivée

L'examen de séries relatives à quatre produits agricoles importants pour les pays en développement²⁰ permet de mettre en lumière les nouveautés introduites dans les données actualisées. Dans le cas du sucre de canne, il apparaît que l'actualisation des données n'a permis l'introduction que d'un seul nouveau pays (le Cap Vert), tandis que 30 pays de l'ancienne base qui en comptait 88 (FAOSTAT 1998) ont été supprimés. Parmi les 58 séries actualisées, toutes ont été prolongées jusqu'en 2005 et la majorité ont également été modifiées pour la période 1991-1995. Dans le cas du café, la mise à jour a entraîné la suppression de 30 pays et l'apparition d'un seul nouveau pays. La majorité des séries ont été prolongées et modifiées sur la période 1991-1995. Les mêmes observations peuvent être faites dans le cas du coton et de la banane (respectivement 32 et 37 suppressions pour respectivement zéro et 5 nouveaux pays).

Base ESCB versus base FAOSTAT

Dans les analyses empiriques pour lesquelles deux sources de données étaient disponibles (base FAOSTAT et base ESCB) Conforti (2004) a parfois utilisé la première source, parfois la deuxième et parfois les deux. Dans le cas du blé et du riz au Brésil, il existe une correspondance relativement évidente entre les deux sources de données de prix sur la période 1989-2000. Les données ESCB étant disponibles sur une plus longue période, l'auteur a naturellement écarté les prix FAOSTAT, disponibles seulement à partir de 1980. Dans le cas du blé et du maïs en Egypte (tableau 1.15), comme dans celui du blé et du riz en Inde (tableau 1.16), les séries des deux sources s'avèrent très proches. C'est probablement la raison pour laquelle l'auteur, qui ne dispose pas d'informations précises concernant la fiabilité des séries, a mené son analyse à partir des deux sources. Enfin, le choix de l'auteur a rarement été d'utiliser les séries issues de la base FAOSTAT uniquement. Il l'a fait dans le cas du Mexique par exemple (tableau 1.17), vraisemblablement parce que la base ESCB ne fournit pas de séries suffisamment longues pour ce pays.

²⁰De nombreux pays en développement d'Afrique subsaharienne, d'Amérique latine et des Caraïbes dépendent d'un seul produit agricole, tel que le sucre, le café, le coton ou la banane.

Des prix agricoles internationaux aux prix payés aux producteurs

TAB. 1.15 – FAOSTAT versus ESCB : cas de l’Egypte (prix au producteur en livres égyptiennes/tonne)

	Blé ESCB	Blé FAOSTAT	Maïs ESCB	Maïs FAOSTAT
1966		32.80		
1967		37.33		
1968		32.20		
1969	32.73	32.73	32.71	32.14
1970	38.67	38.67	33.50	36.86
1971	35.40	35.40	33.43	28.93
1972	35.07	35.07	36.79	32.71
1973	38.13	38.13	45.57	33.50
1974	46.93	46.93	51.29	33.43
1975	51.33	51.33	50.79	36.79
1976	47.13	47.14	50.29	45.07
1977	54.13	54.01	76.14	50.79
1978	61.67	59.76	71.43	50.82
1979	64.00	63.76	74.07	50.25
1980	88.00	88.40	122.86	61.54
1981	91.80	91.70	93.79	70.59
1982	81.73	81.78	124.86	74.48
1983	109.93	109.90	167.64	123.32
1984	124.33	124.00	172.79	94.66
1985	171.73	172.00	194.36	124.90
1986	224.93	225.00	219.00	167.60
1987	223.47	223.00	254.64	173.00
1988	237.40	237.00	324.29	194.00
1989	436.47	436.00	404.64	219.00
1990	473.33	473.00	426.79	255.00
1991	498.13	498.00	440.50	324.00
1992	526.80	527.00	435.43	405.00
1993	528.87	529.00	457.93	427.00
1994	533.13	533.00	478.57	441.00
1995	560.00	560.00	514.29	435.00
1996	640.00	640.00	537.14	458.00
1997	664.20	664.00	551.64	479.00
1998	680.00	680.00	579.07	514.00
1999	688.67	689.00	605.00	536.00
2000	692.67	693.00	607.14	552.00
2001	700.67	701.00	612.86	579.00
2002		718.00		605.00
2003		760.00		607.00
2004				613.00
2005				629.00

TAB. 1.16 – FAOSTAT versus ESCB : cas de l'Inde (prix au producteur en roupies/tonne)

	Blé					Riz				
	ESCB Punjab	ESCB Rajasthan	ESCB Uttar Pradesh	FAOSTAT	ESCB Andhra Pradesh	ESCB Punjab	ESCB W.Bengal	ESCB Gujarat	FAOSTAT	
1965	666.30	778.80	704.40	706.00	441.60	439.30	851.00	1 441.70		
1966	804.60	1 087.10	1 163.50	1 042.00	480.30	495.30	1 077.70	1 966.40	591.00	
1967	788.80	845.80	782.70	797.00	555.40	510.90	1 376.20	1 013.90	722.00	
1968	692.70	925.40	790.00	831.00	656.30	539.60	1 193.50	1 065.40	702.00	
1969	769.80	961.80	885.60	842.00	561.40	557.80	1 201.60	991.60	709.00	
1970	768.30	790.40	753.10	781.00	564.80	555.90	1 293.00	780.90	728.00	
1971	761.60	866.80	761.30	805.00	669.40	558.70	1 319.90	838.20	769.00	
1972	772.20	1 053.50	822.30	872.00	820.40	551.60	1 415.80	1 257.90	884.00	
1973	1 116.00	1 471.10	1 379.10	1 300.00	864.20	710.20	2 237.40	1 736.10	1 058.00	
1974	1 107.40	1 618.20	1 432.60	1 344.00	1 106.10	1 243.40	2 469.00	2 245.50	1 400.00	
1975	1 050.90	1 062.10	984.70	1 194.00	862.70	757.30	2 014.40	1 183.20	1 508.00	
1976	1 119.50	1 211.30	1 106.70	1 236.00	926.20	951.80	1 900.00	1 090.60	1 241.00	
1977	1 125.70	1 241.90	1 147.80	1 228.00	900.40	976.40	1 771.10	1 092.30	1 310.00	
1978	1 150.00	1 237.40	1 091.20	1 259.00	847.90	856.50	1 800.20	1 239.50	1 274.00	
1979	1 180.30	1 403.10	1 223.80	1 347.00	972.90	944.30	2 031.70	1 230.20	1 404.00	
1980	1 333.60	1 557.20	1 329.60	1 506.00	1 138.00	1 050.70	1 269.30	1 484.80	1 615.00	
1981	1 407.90	1 772.50	1 493.40	1 740.00	1 250.10	1 003.20	1 317.60	1 492.00	1 765.00	
1982	1 510.00	1 755.10	1 678.10	1 969.00	1 359.80	1 227.10	1 637.10	1 801.00	1 860.00	
1983	1 519.70	1 772.60	1 479.30	1 904.00	1 487.60	1 330.70	1 734.80	1 758.10	1 950.00	
1984	1 612.40	1 854.00	1 539.40	1 879.00	1 383.60	1 468.30	1 739.20	1 962.80	2 104.00	
1985	1 624.10	2 023.90	1 668.30	1 987.00	1 524.00	1 505.50	1 882.20	2 152.70	1 735.00	
1986	1 691.50	1 981.30	1 672.50	2 162.00	1 607.10	2 009.60	1 927.30	2 664.70	1 941.00	
1987	1 830.00	2 434.90	1 951.70	2 292.00	1 751.00	1 768.40	1 848.80	2 967.80	2 068.00	
1988	1 629.10	2 630.00	2 116.30	2 527.00	1 977.70	1 844.90	1 965.70	2 654.80	2 183.00	
1989	2 159.30	2 466.00	2 057.20	2 550.00	1 974.70	2 396.10	2 150.40	2 610.00	2 275.00	
1990	2 172.70	3 116.20	2 620.20	3 855.00	2 432.40	2 460.80	2 236.60	2 394.50	2 165.00	
1991	2 424.20	3 851.30	3 289.30	3 899.00	2 866.70	3 618.80	2 853.50	3 997.70	3 648.00	
1992	3 210.00	3 530.00	3 190.00	4 091.00	2 918.80	3 220.00	3 000.00	4 360.00	3 962.00	
1993	3 530.00	4 190.00	3 690.00	4 250.00	3 340.00	3 680.00	3 270.00	4 870.00	4 311.00	
1994	3 650.00	4 120.00	3 760.00	4 713.00	3 800.00	3 900.00	3 830.00	4 840.00	4 410.00	
1995	3 870.00	4 510.00	4 080.00	5 790.00	4 040.00	4 180.00	4 170.00	5 600.00	4 890.00	
1996	4 286.60	5 789.30	5 351.90	5 518.00	4 187.30	4 304.90	4 660.00	5 570.00	5 474.00	
1997	5 350.00	5 333.00	4 836.00	5 945.00	4 452.40	4 458.40	4 990.00	5 740.00	4 336.00	
1998	5 502.00	5 963.50	5 436.30	6 373.00	4 836.90	4 823.70	6 340.00	7 100.00	4 940.00	
1999	5 674.80	6 513.50	5 727.10	6 649.00	5 386.60	4 966.50	5 430.00	7 170.00	6 224.00	
2000	5 903.90	6 291.60	4 925.00	6 930.00	4 996.10	5 177.10	4 380.00	6 830.00	5 960.00	
2001				6 956.00					5 400.00	
2002				7 160.59					5 643.00	
2003									5 639.02	

Des prix agricoles internationaux aux prix payés aux producteurs

TAB. 1.17 – FAOSTAT versus ESCB : cas du Mexique (prix au producteur en pesos mexicain/tonne)

	Blé		Maïs		Sorgho	
	ESCB	FAOSTAT	ESCB	FAOSTAT	ESCB	FAOSTAT
1966		880.00		920.00		640.00
1967		849.00		940.00		620.00
1968		860.00		930.00		620.00
1969		850.00		890.00		640.00
1970		840.00		900.00		650.00
1971		860.00		900.00		680.00
1972		852.00		900.00		740.00
1973		890.00		1 110.00		850.00
1974		1 340.00		1 460.00		1 270.00
1975		1 720.00		1 860.00		1 570.00
1976		1 740.00		2 170.00		1 660.00
1977		2 127.00		2 837.00		1 998.00
1978		2 605.00		2 912.00		2 246.00
1979		2 986.00		3 530.00		2 501.00
1980		3 653.00		5 019.00		3 485.00
1981		4 646.00		5 569.00		3 959.00
1982	9.94	7.00	7.06	9.00	7.09	7.00
1983	20.78	14.00	18.30	20.00	17.59	12.00
1984	28.23	25.00	25.64	34.00	22.34	24.00
1985	39.06	37.00	33.08	53.00	30.55	34.00
1986	80.88	62.00	63.84	94.00	61.20	82.00
1987	178.16	140.00	126.46	234.00	122.67	153.00
1988	365.68	313.00	271.57	391.00	259.59	331.00
1989	457.46	389.00	313.07	468.00	298.55	296.00
1990	426.62	507.00	351.12	609.00	335.63	341.00
1991	435.65	586.00	372.05	707.00	364.93	430.00
1992	516.04	615.00	370.52	761.00	366.87	439.00
1993	485.16	615.00	368.08	768.00	360.73	428.00
1994	597.53	611.00	420.27	656.00	417.84	407.00
1995	1 231.85	903.00	887.95	1 092.00	887.95	942.00
1996	1 684.20	1 775.00	1 362.57	1 435.00	1 281.72	1 141.00
1997	1 382.92	1 306.00	1 048.50	1 354.00	1 020.42	982.00
1998	1 301.15	1 373.00	1 068.64	1 446.00	1 050.64	1 018.00
1999		1 369.00		1 454.00		979.00
2000		1 469.00		1 516.00		1 052.00
2001		1 228.00		1 515.00		991.00
2002		1 204.00		1 557.00		1 195.00
2003		1 467.95		1 651.38		1 296.90

Note : Le peso mexicain a été dévalué en 1982 puis au milieu des années 1990.

A.4 Prix de gros et prix au détail

D'autres variables de prix, proches des prix payés au producteur, sont souvent utilisées dans la littérature empirique. Les analyses de la transmission des variations de prix notamment, sont basées sur des séries de prix au détail ou de prix de gros. Le prix de gros peut correspondre au prix auquel le grossiste achète au producteur sur le marché primaire. Mais on appelle aussi prix de gros le prix auquel le grossiste revend au détaillant sur le marché primaire, bien que ce prix de vente inclut alors la marge commerciale du grossiste. En outre, dans le cas où le grossiste achète sur le marché primaire et revend au détaillant sur le marché secondaire, le prix de gros inclut non seulement la marge commerciale du grossiste mais également les coûts inhérents au transport du produit d'un marché à l'autre. Le prix de vente au détail correspond à une transaction sur de relativement plus faibles quantités. C'est le prix auquel le consommateur final achète le produit. Les prix au détail sont d'ailleurs utilisés dans la construction des indices de prix à la consommation.

Dans la littérature empirique récente, quelques travaux reposent sur des bases de données de prix au détail et de prix de gros. Kuiper, Lutz, et van Tilburg (2003) par exemple, ont étudié la transmission verticale des variations des prix - la transmission à différents stades de la chaîne de commercialisation et de distribution qui lit le producteur au distributeur - entre cinq marchés du maïs au Bénin. Ce type d'analyse requiert des séries longues, ce qui explique leur choix concernant les données de prix. Leur analyse repose sur des données de prix au détail et de prix de gros collectées tous les quatre jours entre 1987 et 1989. Prix et quantités ont été enregistrés à l'occasion de six à huit transactions par jour. Ces observations ont été utilisées pour calculer le prix au détail et le prix de gros journaliers.

Abdulai (2000) a utilisé des données de prix de gros pour mettre en évidence la transmission des variations des prix entre trois marchés du maïs au Ghana (Accra, Bolgatanga et Techiman). Son analyse repose sur des séries mensuelles couvrant une période allant de mai 1980 à octobre 1997, obtenues auprès du Ministère de l'Agriculture du Ghana. Badiane et Shively (1998) ont également étudié la transmission des prix entre trois marchés du maïs au Ghana (Makola, Bolgatanga et Techiman). Leurs données sont également issues du Ministère de l'Agriculture et couvrent une période allant de mai 1980 à juillet 1993. Il est intéressant de noter que, bien que les deux bases couvrent quasiment la même période et le même échantillon (la période d'étude et deux des trois marchés sont communs aux deux études), certains tests appliqués à la modélisation des prix donnent des résultats différents²¹.

²¹Dans le modèle permettant d'expliquer le prix sur le marché de Bolgatanga par le prix sur le marché de Techiman, l'hypothèse de variance homoscedastique est rejetée dans l'analyse de Badiane et Shively (1998), tandis qu'elle ne l'est pas dans l'analyse de Abdulai (2000).

Rapsomanikis, Hallam, et Conforti (2003) ont utilisé des données mensuelles de prix de gros du blé en Egypte pour une période allant de janvier 1969 à mai 2001. Leur base a été établie à partir de différentes sources : le *Consumer and Wholesale Price Bulletin* publié par l'Agence Centrale pour la Mobilisation Publique et les Statistiques (Central Agency for Public Mobilization and Statistics), l'*Agricultural Statistic Bulletin* publié par le Ministère de l'Agriculture et de la Mise en valeur des Terres (*Ministry of Agriculture and Land Reclamation*) et des données du Ministère de l'Approvisionnement.

Bien que les séries de prix au détail et prix de gros soient plus faciles à collecter, aucun organisme n'a encore constitué de base couvrant l'ensemble des produits agricoles de base pour de nombreux pays sur longue période, comme la FAO le fait pour les prix à la production. Il convient par ailleurs de souligner que les données de prix payés au producteur fournies par FAOSTAT sont susceptibles d'être déterminées à partir des prix de gros. La FAO a en effet élaboré un exemple de calcul du prix au producteur à partir du prix de vente en gros sur le marché secondaire. Ainsi, il a été établi que le prix auquel le grossiste revend sur le marché secondaire comprend le prix auquel il a acheté le produit sur le marché primaire (85%), les coûts de transport entre le marché primaire et le marché secondaire, les autres dépenses liées à l'emballage, à la pesée, etc. (12.5%) et sa marge commerciale (2.5%). Les 85% correspondant au prix d'achat sur le marché primaire incluent le prix reçu par le producteur qui vend sur le marché primaire (80%), diverses charges relatives au chargement et les taxes à la municipalité (3.5%) et la marge de l'intermédiaire qui achète et revend sur le même marché primaire (1.5%). Pour finir, le prix au producteur est obtenu en soustrayant du prix reçu par le producteur sur le marché primaire les coûts supportés par le producteur pour le transport des produits de l'exploitation jusqu'au marché primaire et le droit d'entrée sur ce marché (3%) : le prix au producteur représente ainsi 77% du prix de vente en gros sur le marché secondaire.

Enfin, certaines séries de prix au détail et de prix de gros sont susceptibles d'être fournies par les agences nationales de statistique. Le *Central Statistics Office* du Botswana par exemple, ne dispose d'aucun prix payé aux producteurs agricoles mais propose toutefois quelques données récentes (2004-2005) de prix de gros pour 9 groupes de produits agricoles de base. L'organisme LABORSTA propose également des données annuelles de prix de gros pour certains produits agricoles, mais il s'agit le plus souvent de séries courtes ou incomplètes.

CHAPITRE 2

Rupture et asymétrie de la transmission des prix agricoles internationaux

2.1 Introduction

Les gouvernements des pays en développement et les intermédiaires commerciaux positionnés le long des filières agricoles d'exportation jouent un rôle déterminant dans la transmission des chocs de prix mondiaux aux producteurs¹. En effet, par le biais de mécanismes d'intervention sur les prix, les gouvernements ont souvent tenté d'isoler les marchés domestiques des fluctuations des prix mondiaux. Ce type de mécanismes - fixation des prix au producteur, *marketing boards*, etc - peut conduire à un affaiblissement de la transmission des variations des prix mondiaux aux producteurs, mais également à l'apparition d'une asymétrie dans la vitesse d'ajustement du prix au producteur aux variations du prix mondial. Cet effet d'asymétrie peut également apparaître dans les pays dépourvus de mécanismes de régulation des marchés internes mais où les intermédiaires commerciaux détiennent un pouvoir de marché. L'objet de ce chapitre est donc de mettre en évidence le rôle des politiques gouvernementales et des intermédiaires commerciaux dans la transmission des chocs de prix mondiaux aux producteurs en étudiant l'évolution de la réponse de court terme et la symétrie de la vitesse d'ajustement du prix au producteur aux variations du prix mondial.

Peu de travaux empiriques analysent la transmission entre les prix le long des filières agricoles, en raison de la rareté des données de prix payés aux producteurs dans les pays en développement. L'analyse qui suit peut être considérée comme un prolongement des travaux de Baffes et Gardner (2003) et Krivonos (2004). L'analyse repose sur deux tests d'hypothèses. La première hypothèse est celle d'une transmission entre les prix de moindre ampleur sur la période précédant la libéralisation des filières agricoles. En effet, durant les années 1980 et 1990, la plupart des pays d'Afrique Subsaharienne et d'Amérique Latine se sont engagés dans des politiques d'ajustement structurel et ont mis en place d'importantes réformes dont l'un des objectifs était la suppression des mécanismes de stabilisation des prix à la production. La transmission des chocs de prix aux producteurs est donc supposée plus forte après ces réformes. L'analyse qui suit permet de tester en premier lieu l'existence d'une rupture structurelle dans la relation de long terme entre le prix international et le prix payé au producteur. Par la suite, l'hypothèse d'une transmission plus forte après la date de rupture (c'est-à-dire une réponse de court terme et une vitesse d'ajustement plus élevées) est testée à l'aide d'un modèle à correction d'erreur. La deuxième hypothèse est celle d'une asymétrie dans la vitesse d'ajustement du prix

¹Le taux de change réel joue également un rôle important dans la transmission des variations des prix internationaux (Chapitre 3). D'autres facteurs sont aussi susceptibles d'affecter la transmission des prix internationaux aux prix payés aux producteurs, notamment ceux qui influencent la transmission du prix international à la valeur unitaire à l'exportation (VUE). Cependant, ces facteurs ont une influence négligeable de sorte que le prix international et la VUE apparaissent généralement étroitement corrélés (Chapitre 1)

au producteur aux variations de prix mondiaux. Le test repose sur un modèle autorégressif avec seuil (TAR), suivant les méthodes récemment développées dans la littérature sur la transmission asymétrique entre les prix.

L'analyse empirique est basée sur l'étude des filières d'exportation du café (arabica) dans quatre pays pour lesquels des données mensuelles de prix payés au producteurs sont disponibles sur une période relativement longue : le Salvador, l'Ouganda, l'Inde et le Costa Rica. Les trois premiers pays ont été retenus en raison de l'importance du pouvoir des organismes publics en charge de la commercialisation et de l'exportation du café, et du changement radical de politique commerciale menée dans les années 1980 et 1990. Au Costa Rica, le gouvernement n'a jamais poursuivi d'objectif de stabilisation des prix payés au producteur, mais les intermédiaires commerciaux sont susceptibles d'avoir joué un rôle important dans la transmission entre les prix. Les propriétés statistiques des séries impliquent l'utilisation des méthodes de cointégration pour l'analyse de la relation entre le prix international du café et le prix payé au producteur². Les résultats montrent que les prix sont cointégrés sur la période globale (1975-2004 généralement). L'élasticité de transmission apparaît élevée (proche de l'unité). Par ailleurs, si la transmission de court terme peut apparaître plus forte sur la période suivant la date rupture (cas du Salvador), la vitesse d'ajustement ne semble pas avoir augmenté. En revanche, avant la date de rupture, la vitesse d'ajustement semble dépendre fortement de la nature du déséquilibre, puisque les prix à la production tendent à converger *plus faiblement* - voire pas du tout - vers leur valeur d'équilibre lorsqu'ils sont *en dessous* de cette valeur d'équilibre (cas de l'Inde, de l'Ouganda et du Costa Rica).

La deuxième section est consacrée aux travaux empiriques sur la transmission des prix agricoles internationaux dans les pays en développement et à l'influence supposée des organismes publics et des autres intermédiaires commerciaux sur la transmission entre les prix. La troisième section décrit la méthodologie adoptée pour tester les hypothèses proposées. La quatrième section présente les résultats de l'application économétrique. La dernière section apporte des éléments de conclusion.

2.2 Vitesse et asymétrie de la transmission entre les prix dans la littérature empirique

La transmission des variations des prix agricoles mondiaux aux producteurs dépend de l'influence d'intermédiaires agissant à différents stades de la chaîne de distribution des produits qui transitent des exploitations jusqu'à la frontière. Les consé-

²Les méthodes d'estimation traditionnelles conduisent à des régressions spurieuses (factices) lorsque les variables sont non-stationnaires.

2.2 Vitesse et asymétrie de la transmission entre les prix dans la littérature empirique

quences des politiques gouvernementales et l'influence du pouvoir de marché des intermédiaires commerciaux (oligopoles de grossistes ou de détaillants par exemple) sur la transmission entre les prix sont toutefois mal connues.

2.2.1 Facteurs d'accélération de la transmission des chocs de prix internationaux

L'effet de la libéralisation des filières sur la transmission des chocs de prix internationaux est une question centrale pour les producteurs. A partir d'un échantillon de 18 pays d'Amérique Latine sur la période 1960-1985, Krueger, Schiff, et Valdes (1992) ont montré que, de manière générale, les réformes avaient eu un effet significatif et positif sur l'offre agricole agrégée. Dans le cas de l'Égypte, Baffes et Gautam (1996) ont également montré que les producteurs avaient vu accroître leur bien-être suite au programme d'ajustement structurel mis en place dans les années 1980. En fait, les conséquences sur le secteur agricole de la suppression des mécanismes d'intervention sur les prix dépendent de leur caractère protectionniste ou discriminatoire. Avec la suppression des mécanismes de stabilisation des prix notamment, les fluctuations des prix mondiaux sont mieux transmises aux producteurs et ces derniers, dont la capacité de gestion des chocs est faible, sont davantage exposés à l'instabilité des prix internationaux.

Peu d'auteurs ont testé l'hypothèse selon laquelle les mouvements des prix mondiaux ont été mieux transmis aux prix à la production suite à la libéralisation des marchés internes dans les pays en développement. Baffes et Gardner (2003) ont examiné l'effet des réformes politiques menées dans les années 1980 et 1990 sur la transmission entre le prix international et le prix payé au producteur pour 31 paires de pays-produits. Leur analyse en séries temporelles, relativement peu standard, repose sur des données annuelles fournies par la FAO. Leur relation de base est la suivante :

$$P_t^d = u + \beta_1 P_t^w + \beta_2 P_{t-1}^d + \beta_3 P_{t-1}^w + v \quad (2.2.1)$$

où P_t^d désigne le prix payé aux producteurs et P_t^w désigne le prix international. Par la suite, exprimée sous la forme d'un modèle à correction d'erreur, la relation devient :

$$(P_t^d - P_{t-1}^d) = u + \alpha(P_{t-1}^w - P_{t-1}^d) + \beta(P_t^w - P_{t-1}^w) \quad (2.2.2)$$

A partir de cette expression, les auteurs construisent une variable mesurant le *temps d'ajustement*, défini de la manière suivante :

$$k = 1 - (1 - \beta)(1 - \alpha)^n \quad (2.2.3)$$

L'hypothèse d'une rupture structurelle dans la transmission entre les prix est alors

testée à l'aide d'un test d'égalité des coefficients k , avant et après une date de rupture déterminée arbitrairement. Leurs résultats conduisent à accepter l'hypothèse d'une rupture dans seulement 11 cas sur 31. En outre, l'élasticité de transmission de court terme β n'a augmenté significativement après la date de rupture que dans 6 cas sur 11. L'ampleur de l'ajustement du prix au producteur aux variations du prix mondial, mesuré trois ans après le choc de prix mondial, apparaît significativement plus important après la rupture dans 8 cas sur 11.

Krivos (2004) a examiné l'impact de la libéralisation des marchés internes dans huit pays d'Amérique latine et d'Afrique exportateurs de café (arabica et robusta), sur la période 1984-2004, à partir des données mensuelles fournies par l'Organisation Internationale du Café. La première étape de son analyse est une estimation de la relation de long terme entre le prix international et le prix payé au producteur dans laquelle l'élasticité de transmission dépend de la période :

$$P_t^d = \gamma_1 P_t^w D + \gamma_2 P_t^w (1 - D) + u_t \quad (2.2.4)$$

où P_t^d représente le prix payé au producteur, P_t^w représente le prix international et D est une muette prenant la valeur 1 si t est postérieur à la date des réformes mises en place dans la filière. Par la suite, un test de cointégration standard (Dickey-Fuller Augmenté) est appliqué au résidu u_t . Dans le cas où l'hypothèse de non-cointégration peut être rejetée, l'auteur conclut à la présence d'une rupture dans la relation de long-terme³. Par cette méthode, une relation de cointégration avec rupture est détectée dans 11 cas sur 17. Sur la période précédant la date de réforme, l'hypothèse nulle de non-cointégration n'est pas rejetée pour la plupart des pays. Sur la période suivant la date de réforme, la cointégration est détectée dans 12 cas sur 17. Enfin, l'auteur introduit directement la muette D dans un modèle à correction d'erreur :

$$\Delta P_t^d = \alpha + \delta_1 \Delta P_t^w D + \delta_2 \Delta P_t^w (1 - D) + \theta_1 u_{t-1} D + \theta_2 u_{t-1} (1 - D) + \epsilon_t \quad (2.2.5)$$

où u_t représente le terme à correction d'erreur. Les coefficients δ_1 et δ_2 apparaissent significativement différents dans seulement 6 cas sur 11 et les coefficients θ_1 et θ_2 également.

Dans les travaux empiriques, l'effet de la libéralisation des marchés internes sur la transmission des chocs n'est donc pas systématiquement mis en évidence. L'analyse empirique qui suit repose sur l'estimation d'un modèle à correction d'erreur proche de celui de Krivos (2004) mais dans lequel la date de rupture est déterminée de

³Dans la mesure où la date de rupture est connue, il est effectivement possible d'appliquer les tests de cointégration standards. Il est cependant préférable de déterminer la date de rupture de manière endogène par un test de type Gregory et Hansen (1996).

2.2 Vitesse et asymétrie de la transmission entre les prix dans la littérature empirique

manière endogène.

2.2.2 Facteurs d'asymétrie dans la transmission

Les organismes publics en charge de l'achat et de la commercialisation du café et les autres intermédiaires commerciaux sont susceptibles d'introduire une non-linéarité dans la transmission des prix internationaux. En effet, il est envisageable que les organismes publics de régulation des prix ou les autres intermédiaires détenant un pouvoir de marché créent des seuils en deçà desquels les prix à la production ne convergent pas, ou faiblement, vers leur valeur d'équilibre à la suite d'un choc. C'est l'hypothèse d'une tendance des agents intermédiaires à déconnecter les prix payés aux producteurs des prix internationaux lorsque cela leur permet d'accroître leur marge. La vitesse d'ajustement du prix payé au producteur aux variations du prix mondial devient asymétrique.

Récemment, l'hypothèse de la présence de seuils dans les relations de cointégration a fait l'objet d'une attention particulière dans le cadre de la transmission spatiale et verticale entre les prix (voir par exemple Obstfeld et Taylor (1997), Balke et Fomby (1997), Goodwin et Grennes (1998), Goodwin et Holt (1999), Goodwin et Piggott (2001)). Dans cette littérature, la recherche de seuils est motivée par l'existence de coûts de transaction supposés affecter la transmission des prix⁴. Ces travaux testent l'hypothèse selon laquelle des seuils délimitent des intervalles à l'intérieur desquels la vitesse d'ajustement est plus faible, voire nulle.

De nombreux travaux, dans le domaine des filières agroalimentaires notamment, ont pour objet de détecter la présence d'asymétrie dans la relation entre prix au détail et prix au producteur. Le pouvoir de marché de certains intermédiaires explique souvent l'existence de ce phénomène (Meyer et von Cramon-Taubadel, 2004). Peu de travaux empiriques ont mis en lumière ce type de relation sur les marchés des pays en développement, en raison de la rareté des données de prix. Abdulai (2000) a testé l'existence d'une asymétrie dans la transmission aux marchés locaux de chocs de prix survenant sur le marché central du maïs au Ghana. Le commerce du maïs au Ghana est en effet organisé en plusieurs réseaux de négociants, les petits intermédiaires (détaillants et grossistes) agissant sur les marchés locaux et régionaux, les grossistes plus importants faisant de l'arbitrage spatial. L'analyse met en lumière le pouvoir de marché que les intermédiaires sur les marchés locaux exercent sur les intermédiaires du marché central. Les résultats montrent que le retour à l'équilibre est plus rapide lorsque le prix sur le marché local est inférieur à sa valeur d'équilibre.

⁴La question des seuils est abordée aussi via les modèles à plusieurs régimes ou *switching models* (Spiller et Wood, 1988; Sexton, Kling, et Carman, 1991; Baulch, 1997; Araujo, Araujo-Bonjean, Combes, et Motel-Combes, 2005).

En effet, les intermédiaires formant un oligopole sur le marché local sont enclins à corriger plus rapidement les déséquilibres qui conduisent leur prix de vente en dessous de sa valeur d'équilibre. Par exemple, suite à une contraction de la demande, le détaillant contraint de réduire ses prix, cherchera à répercuter cette baisse en achetant moins cher. Cependant, l'intermédiaire sur le marché local qui est informé de la baisse du prix de vente sur le marché central, ne va pas être enclin à accorder une réduction équivalente au détaillant, puisque cela réduirait sa marge. Dans le cas d'une hausse du prix de vente sur le marché central au contraire, il va choisir d'augmenter son propre prix (s'il pense que ses concurrents vont faire de même) puisqu'en achetant toujours au même prix, il augmente sa marge. De cette façon, les hausses de prix sur le marché central sont mieux transmises aux prix sur le marché local que les baisses. Meyer et von Cramon-Taubadel (2004) précisent toutefois que si les intermédiaires sur le marché local redoutent de perdre leur part de marché, ou s'ils supposent qu'aucun de leurs concurrents ne va augmenter ses prix suite à une hausse sur le marché central mais que tous vont choisir de l'abaisser suite à une baisse sur le marché central, les baisses seront au contraire mieux transmises que les hausses.

Ainsi, certains travaux ont pu montrer comment la transmission des chocs de prix du détaillant vers le grossiste peut être rendue asymétrique par le pouvoir de marché de ce dernier. Cependant, ceci ne renseigne pas sur les implications pour les producteurs de cet aspect de la transmission. En particulier, on ignore si les intermédiaires commerciaux locaux qui agissent sur la relation entre le prix au détail et le prix de gros, sont également susceptibles d'agir sur la relation entre le prix de gros et le prix à la production. Les données de prix à la production étant encore plus rares que les données de prix de gros dans les pays en développement, l'asymétrie dans la relation liant le prix international et le prix à la production n'a pas souvent été testée⁵. Pourtant, il est possible que les intermédiaires commerciaux exercent un pouvoir de marché sur les producteurs, de sorte que les prix payés aux producteurs convergent plus lentement vers l'équilibre suite à un choc de prix mondial positif qu'à un choc négatif.

2.3 Méthodologie et tests d'hypothèses

En raison des propriétés statistiques des séries, l'analyse de la transmission entre les prix repose sur les méthodes de cointégration. L'hypothèse d'un accroissement de l'élasticité de transmission suite à la suppression des mécanismes de stabilisation

⁵Une exception est l'étude de Krivonos (2004), mais son analyse ne permet pas de tester l'asymétrie au sens de Enders et Granger (1998) et Enders et Siklos (2001). En outre, ses résultats n'indiquent pas clairement la présence d'une asymétrie dans la transmission entre les prix.

2.3 Méthodologie et tests d'hypothèses

des prix internes et celle d'une asymétrie dans la vitesse d'ajustement du prix aux producteurs aux variations du prix mondial sont testées séparément. Ces hypothèses ne sont pas exclusives l'une de l'autre. Il est notamment possible que la transmission entre les prix avant la libéralisation des filières s'avère à la fois faible et asymétrique. Cela étant dit, il n'est pas possible de tester directement l'hypothèse nulle de non-cointégration de type linéaire (hypothèse standard) contre l'hypothèse alternative de cointégration avec seuil. Par conséquent, il convient d'examiner en premier lieu le « comportement global » des séries en testant l'hypothèse d'une relation de cointégration entre les prix via les procédures standards. Par la suite, si les séries apparaissent cointégrées, les tests de présence de seuils doivent permettre de déterminer la nature du « comportement local » des séries, autrement dit de détecter la présence d'un seuil (Balke et Fomby, 1997).

2.3.1 Tests de cointégration standards

La relation de long terme entre le prix international et le prix au producteur est généralement exprimée de la manière suivante (cf Chapitre 1) :

$$P_t^p = \xi_0 + \xi_1 P_t^m + \epsilon_t \quad (2.3.1)$$

où P_t^p , le prix payé au producteur exprimé en logarithmes, est déterminé par P_t^m , le prix international exprimé en logarithmes, et où le résidu ϵ_t capte l'effet de variables difficilement observables telles que les coûts de transaction (l'ensemble des coûts relatifs au transport, au stockage et aux marges commerciales), les politiques d'intervention ou les différences de qualité. Si le résidu ϵ_t est stationnaire, les prix sont cointégrés, ce qui implique que, bien que les prix P_t^p et P_t^m évoluent chacun différemment, ils sont liés par une relation d'équilibre de long-terme stable. Cependant, le résidu peut ne pas être stationnaire, à cause des chocs permanents de progrès technique ou de demande, ou des chocs permanents sur les politiques d'intervention. Dans ce cas, il est impossible de conclure que les prix sont cointégrés alors qu'ils le sont peut-être.

Le coefficient ξ_1 représente l'élasticité de transmission de P_t^p . Il mesure la proportion des variations de P_t^m transmise à P_t^p . S'il est égal à l'unité, cela signifie que la totalité des variations de P_t^m sont transmises à P_t^p . Comme le rappelle Krivonos (2004), l'existence d'une politique de prix elle-même n'entraîne pas nécessairement un affaiblissement de la transmission des fluctuations du prix mondial (une diminution de ξ_1). Une taxe à l'exportation *ad valorem* constante par exemple est parfaitement compatible avec une transmission totale des chocs de prix (l'élasticité de transmission reste égale à 1). D'autres politiques en revanche, comme les quotas sur les exportations ou les taxes à l'exportation non constantes, peuvent réduire la

transmission⁶. Une politique de fixation des prix à la production devrait impliquer une transmission nulle. Cependant, même les prix administrés tendent à varier en fonction des prix mondiaux. Ainsi, les travaux empiriques montrent le plus souvent une transmission inférieure à l'unité mais non-nulle. L'analyse empirique qui suit n'a pas pour objet de déterminer si la transmission est totale (de fait les résultats mettent en évidence une élasticité très proche de l'unité) mais plutôt comment certains facteurs peuvent modifier l'élasticité de transmission instantanée (ou réponse de court terme) du prix au producteur et sa vitesse d'ajustement aux variations du prix mondial dans le modèle à correction d'erreur (MCE).

L'étape préalable à tous les tests est la détermination des propriétés statistiques des séries de prix. S'ils s'avèrent non-stationnaires, les tests de cointégration standards - test de Dickey-Fuller Augmenté (ADF), test de Phillips-Perron, test de Kwiatkowski, Phillips, Schmidt et Shin (KPSS) - sont appliqués au résidu de l'équation (2.3.1). Lorsque l'hypothèse de non-cointégration est rejetée, un MCE de la forme suivante peut être estimé :

$$\Delta P_t^p = \eta + \lambda \epsilon_{t-1} + \sum_{k=0} \alpha_k \Delta P_{t-k}^m + \sum_{k=1} \beta_k \Delta P_{t-k}^p + \nu_t \quad (2.3.2)$$

où λ représente la vitesse d'ajustement et $\sum_{k=0} \alpha_k$ représente la réponse de court terme (ou élasticité de transmission instantanée) de P_t^p . Par la suite, l'objectif est de modifier ce modèle pour mettre à jour certaines caractéristiques de la transmission entre les prix.

2.3.2 Cointégration avec rupture et MCE

L'hypothèse selon laquelle les politiques d'intervention affaiblissent la transmission est testée à partir d'un MCE dans lequel les coefficients dépendent d'une date de rupture déterminée préalablement. Bien que la période à laquelle les pays en développement ont mis en place les réformes politiques à l'origine de la disparition des mécanismes d'intervention sur les prix soit relativement bien connue, il est difficile de déterminer *a priori* une date de rupture précise dans la relation entre le prix international et le prix payé au producteur (les effets de la rupture peuvent apparaître avant la date si celle-ci est anticipée par les agents mais ils peuvent aussi apparaître après un délai). Par conséquent, il est préférable d'utiliser un test de cointégration qui permet de déterminer de manière endogène une date de rupture dans la relation de long terme. Par la suite, il est possible d'estimer un MCE dans lequel les coefficients de l'élasticité de transmission instantanée et de la vitesse d'ajustement

⁶Lorsque certaines variables omises de l'équation sont corrélées à P_t^m , l'élasticité de transmission est susceptible d'être biaisée. Si la taxe à l'exportation et le prix mondial sont négativement corrélés, l'élasticité de transmission sera sous-estimée.

2.3 Méthodologie et tests d'hypothèses

dépendent de la période - avant ou après la date de rupture. Enfin, un test d'égalité appliqué à ces coefficients permet de montrer dans quelle mesure la réponse instantanée et la vitesse d'ajustement du prix payé au producteur sont affaiblies sur la période précédant la libéralisation des filières.

Test de Gregory et Hansen 1996

L'hypothèse nulle du test de Gregory et Hansen (1996) est une relation de cointégration entre les prix sans changement structurel. Il existe trois variantes de l'hypothèse alternative. Dans le modèle C, il existe une relation de cointégration avec un changement de niveau :

$$P_t^p = \xi'_0 + \xi'_1 \varphi + \xi'_2 P_t^m + \epsilon'_t \quad (2.3.3)$$

avec $P_t^p \sim I(1)$ et $P_t^m \sim I(1)$ et $\epsilon'_t \sim I(0)$ et où φ est une muette qui prend la valeur 1 quand $t \geq t_0$ et zéro sinon. Dans le modèle C/T, il existe une relation de cointégration avec un changement de niveau et un *trend* temporel :

$$P_t^p = \xi''_0 + \xi''_1 \varphi + \xi''_2 P_t^m + \xi''_3 t + \epsilon''_t \quad (2.3.4)$$

Dans le modèle C/S, il existe une relation de cointégration avec un changement de niveau et de régime :

$$P_t^p = \xi'''_0 + \xi'''_1 \varphi + \xi'''_2 P_t^m + \xi'''_3 \varphi P_t^m + \epsilon'''_t \quad (2.3.5)$$

A partir de la série résiduelle ϵ'_t (ϵ''_t , ϵ'''_t), l'équation auto-régressive suivante est estimée :

$$\Delta \epsilon'_t = \pi^{(1)} \epsilon'_{t-1} + \sum \pi_i^{(2)} \Delta \epsilon'_{t-i} \quad (2.3.6)$$

Trois statistiques de test sont utilisées : la statistique ADF et les statistiques Z_α et Z_t de Phillips (1987). Elles sont calculées pour *toutes les dates* de rupture potentielles entre janvier 1975 et décembre 2004. La date de rupture la plus probable correspond à la statistique de test la plus faible (les trois statistiques donnent généralement des dates voisines).

MCE avec rupture

Il est probable que l'élasticité de transmission instantanée et la vitesse d'ajustement du prix au producteur dans le MCE dépendent de la période. Cette hypothèse est testée à l'aide d'une variable muette prenant la valeur 1 après la date de rupture

et zéro avant :

$$\begin{aligned} \Delta P_t^p = & \eta' + \lambda^{ante} \epsilon_{t-1}(1-D) + \lambda^{post} \epsilon_{t-1}D + \\ & (1-D) \sum \alpha_k^{ante} \Delta P_{t-k}^m + D \sum \alpha_k^{post} \Delta P_{t-k}^m + \\ & (1-D) \sum \beta_k^{ante} \Delta P_{t-k}^p + D \sum \beta_k^{post} \Delta P_{t-k}^p + \nu_t' \end{aligned} \quad (2.3.7)$$

où λ^{ante} représente la vitesse d'ajustement *avant* la date de rupture, λ^{post} représente la vitesse d'ajustement *après* la date de rupture, α^{ante} représente la réponse de court terme *avant* la date de rupture et α^{post} représente la réponse de court terme *après* la date de rupture. Un test de Wald sur les coefficients permet de déterminer si λ^{ante} et λ^{post} d'une part et α^{ante} et α^{post} d'autre part, sont significativement différents.

2.3.3 Cointégration asymétrique et MCE

L'hypothèse selon laquelle les politiques d'intervention sur les prix et le jeu des intermédiaires commerciaux sont susceptibles de maintenir le prix payé au producteur en dessous de sa valeur d'équilibre est testée à l'aide d'un modèle autoregressif avec seuil ou modèle TAR (*threshold autoregressive model*). Ce type de modèle permet de décrire le processus de formation du résidu ϵ_t de l'équation (2.3.1) lorsque la vitesse d'ajustement du prix payé au producteur dépend de la nature du déséquilibre.

Modélisation d'un seuil

Dans le cas d'une cointégration linéaire standard, la série résiduelle ϵ_t issue de la relation (2.3.1) peut être décrite par un modèle autoregressif (AR) de type :

$$\epsilon_t = \rho \epsilon_{t-1} + e_t \quad (2.3.8)$$

où e_t suit la loi normale $N(0, \sigma^2)$. Dans le cas d'une cointégration non-linéaire en revanche, le terme de correction d'erreur est décrit par le modèle TAR suivant :

$$\epsilon_t = \rho^{(i)} \epsilon_{t-1} + e_t^{(i)} \quad \text{si} \quad \theta^{(i-1)} < \epsilon_{t-d} \leq \theta^{(i)}, \quad i = 1, \dots, K. \quad (2.3.9)$$

avec $-\infty = \theta^{(0)} < \theta^{(1)} < \dots < \theta^{(K)} = +\infty$; $\theta^{(i)}$ désigne le i^{eme} seuil; $e_t^{(i)}$ suit la loi normale $N(0, \sigma_{(i)}^2)$.

Il existe de nombreuses variantes du modèle TAR. Certaines parmi les plus utilisées sont présentées par Balke et Fomby (1997). Les modèles à seuil sont formés de relations linéaires par segments et ont pour but de modéliser des phénomènes d'asymétrie. Dans la mesure où les politiques de stabilisation des prix et les intermédiaires commerciaux sont susceptibles de maintenir durablement le prix payé aux producteurs en deçà de sa valeur d'équilibre, le terme de correction d'erreur peut

2.3 Méthodologie et tests d'hypothèses

être modélisé par un modèle à seuil unique θ tel que :

$$\epsilon_t = \begin{cases} \rho^{(1)}\epsilon_{t-1} + e_t^{(1)} & \text{si } \epsilon_{t-d} \geq \theta \\ \rho^{(2)}\epsilon_{t-1} + e_t^{(2)} & \text{si } \epsilon_{t-d} < \theta \end{cases} \quad (2.3.10)$$

L'idée sous-jacente à ce modèle est que la vitesse d'ajustement dépend de la nature du déséquilibre. Lorsque $\epsilon_{t-d} < \theta$, le prix à la production est inférieur à sa valeur d'équilibre augmentée du seuil ($P_{t-d}^p < \widehat{P}_{t-d} + \theta$) et lorsque $\epsilon_{t-d} \geq \theta$, le prix à la production est supérieur à sa valeur d'équilibre augmentée du seuil θ . Si $\rho^{(2)}$ est inférieur à $\rho^{(1)}$, alors la vitesse de convergence est plus faible lorsque le prix à la production est en dessous de sa valeur d'équilibre. Autrement dit, les déséquilibres qui conduisent le prix à la production en dessous de sa valeur d'équilibre sont plus persistants.

Test de Enders et Siklos (2001)

L'hypothèse selon laquelle le terme de correction d'erreur est décrit par un processus TAR peut être testée par un test de cointégration asymétrique. Enders et Granger (1998) et Enders et Siklos (2001) ont modifié le test de cointégration standard de Dickey-Fuller, de manière à pouvoir tester l'hypothèse d'une relation de cointégration entre les prix sans maintenir l'hypothèse de symétrie dans l'ajustement de long terme. En effet, le test standard de Dickey-Fuller basé sur l'hypothèse d'ajustement symétrique peut avoir tendance à rejeter l'hypothèse de prix cointégrés en présence d'asymétrie dans la relation de cointégration. Comme dans le test de cointégration standard, le test de cointégration asymétrique repose sur la stationnarité du résidu ϵ_t issue de la relation (2.3.1). L'équation de test est la suivante :

$$\Delta\epsilon_t = I_t\rho_1\epsilon_{t-1} + (1 - I_t)\rho_2\epsilon_{t-1} + \sum \psi_k\Delta\epsilon_{t-k} + \mu_t \quad (2.3.11)$$

où μ_t est *iid* de moyenne nulle et de variance constante, indépendant de ϵ_j , $j < t$. I est une fonction indicatrice prenant la valeur 1 si $\epsilon_{t-d} \geq \theta$ et zéro sinon. S'il y a cointégration, ρ_1 et ρ_2 sont nécessairement négatifs. Enders et Siklos (2001) recourent à deux tests : un *t-max* (la plus grande des deux statistiques individuelles t) pour tester l'hypothèse selon laquelle les coefficients ρ_1 et ρ_2 sont significativement négatifs et un *F-test* pour tester l'hypothèse qu'ils sont conjointement différents de zéro (les valeurs critiques sont données dans Enders et Siklos (2001)). Le seuil θ est généralement inconnu mais il peut être déterminé de manière endogène. La procédure consiste à récupérer les résidus de l'équation (2.3.1), puis à les trier par ordre croissant. Les 15% des valeurs les plus élevées et les plus faibles sont éliminées, les autres représentent l'ensemble des seuils potentiels. L'équation de test est estimée pour chacun de ces seuils potentiels. Le seuil θ et le délai d sont déterminés simulta-

nément par minimisation de la somme des carrés des résidus de l'équation (2.3.11). Il n'est pas inhabituel que les conséquences d'un déséquilibre apparaissent au bout de plusieurs mois ($d > 1$ dans le cas de données mensuelles). Empiriquement, on constate qu'il n'est généralement pas nécessaire de rechercher l'impact d'un déséquilibre survenu au delà de 14 mois.

MCE avec vitesse d'ajustement asymétrique

Lorsque le test de Enders et Siklos (2001) détecte la présence d'une asymétrie dans la relation de cointégration entre les prix, il est ensuite possible d'estimer un MCE dans lequel la vitesse d'ajustement du prix payé au producteur dépend de la nature du déséquilibre :

$$\Delta P_t^p = \eta + Z\lambda^+\epsilon_{t-1} + (1 - Z)\lambda^-\epsilon_{t-1} + \sum_{k=0} \alpha_k \Delta P_{t-k}^m + \sum_{k=1} \beta_k \Delta P_{t-k}^p + \nu_t \quad (2.3.12)$$

où Z est une muette prenant la valeur 1 si $\epsilon_{t-d} \geq \theta$ et zéro.

L'introduction d'un terme de correction d'erreur asymétrique dans les MCE constitue un développement récent de la littérature sur la transmission asymétrique des prix. Cependant, la présence d'asymétrie est testée dans les MCE depuis longtemps, sous une autre forme. En effet, de nombreux travaux reposent sur des modèles où la réponse de court terme dépend de la nature du choc :

$$\Delta P_t^p = \eta'' + \lambda\epsilon_{t-1} + W \sum_{k=0} \alpha_k^+ \Delta P_{t-k}^m + (1 - W) \sum_{k=0} \alpha_k^- \Delta P_{t-k}^m + \sum_{k=1} \beta_k \Delta P_{t-k}^p + \nu_t'' \quad (2.3.13)$$

où W est une muette prenant la valeur 1 lorsque $\Delta P_t^m \geq 0$. L'idée sous-jacente à ce modèle est différente de celle du modèle (2.3.12) dans lequel l'asymétrie caractérise la vitesse d'ajustement, de sorte que le retour à l'équilibre du prix au producteur dépend de la position du prix par rapport à sa valeur d'équilibre. En revanche, dans le modèle (2.3.13), utilisé par Krivonos (2004) notamment, c'est la réponse de court terme qui est asymétrique, dans le sens où la réponse instantanée du prix à la production dépend de la nature du choc (positif ou négatif). Il est important de souligner qu'un choc de prix international positif ne conduit pas nécessairement le prix à la production à se trouver en dessous de sa valeur d'équilibre. Ainsi, les modèles (2.3.12) et (2.3.13) permettent de tester deux hypothèses sensiblement différentes.

2.4 Résultats

L'analyse empirique est basée sur l'étude des filières d'exportation du café (arabica) dans quatre pays pour lesquels des données mensuelles de prix payés au pro-

2.4 Résultats

ducteurs sont disponibles sur une période relativement longue : le Salvador, l'Inde, l'Ouganda et le Costa Rica. Les observations s'étendent de janvier 1975 à décembre 2004 (soit 360 observations par pays, sauf pour l'Ouganda où la période d'étude commence en 1981). Le prix international et le prix au producteur sont exprimés en dollars US courants. Le prix du café est l'indice de prix international extrait de la base de données mensuelles IFS (2006). Les prix payés aux producteurs d'arabica sont extraits de la base de l'Organisation Internationale pour le Café. Les prix sont tous exprimés en logarithmes.

Les hypothèses sont testées suivant une démarche identique pour les quatre pays. La première étape consiste à tester les propriétés statistiques des séries, à estimer la relation de long terme entre les prix, à tester l'existence d'une relation de cointégration entre les prix par les méthodes standards puis, dans la mesure où les prix s'avèrent cointégrés, à estimer un modèle à correction d'erreur. La deuxième étape permet de tester l'hypothèse d'une transmission entre le prix international et le prix payé au producteur plus faible sur la période antérieure à la libéralisation des filières. Elle consiste d'abord à déterminer une date de rupture dans la relation de cointégration à l'aide du test de Gregory et Hansen (1996), puis à estimer un MCE dans lequel les coefficients dépendent de la date de rupture en question. La dernière étape est consacrée à l'hypothèse d'une asymétrie dans la vitesse d'ajustement du prix payé au producteur. Elle consiste d'abord à estimer un modèle TAR à partir duquel l'hypothèse d'asymétrie est testée par la méthode de Enders et Siklos (2001). Par la suite, un MCE tenant compte de l'asymétrie est estimé. L'hypothèse d'une élasticité de transmission variable selon la nature du choc de prix est également testée.

2.4.1 Le Salvador

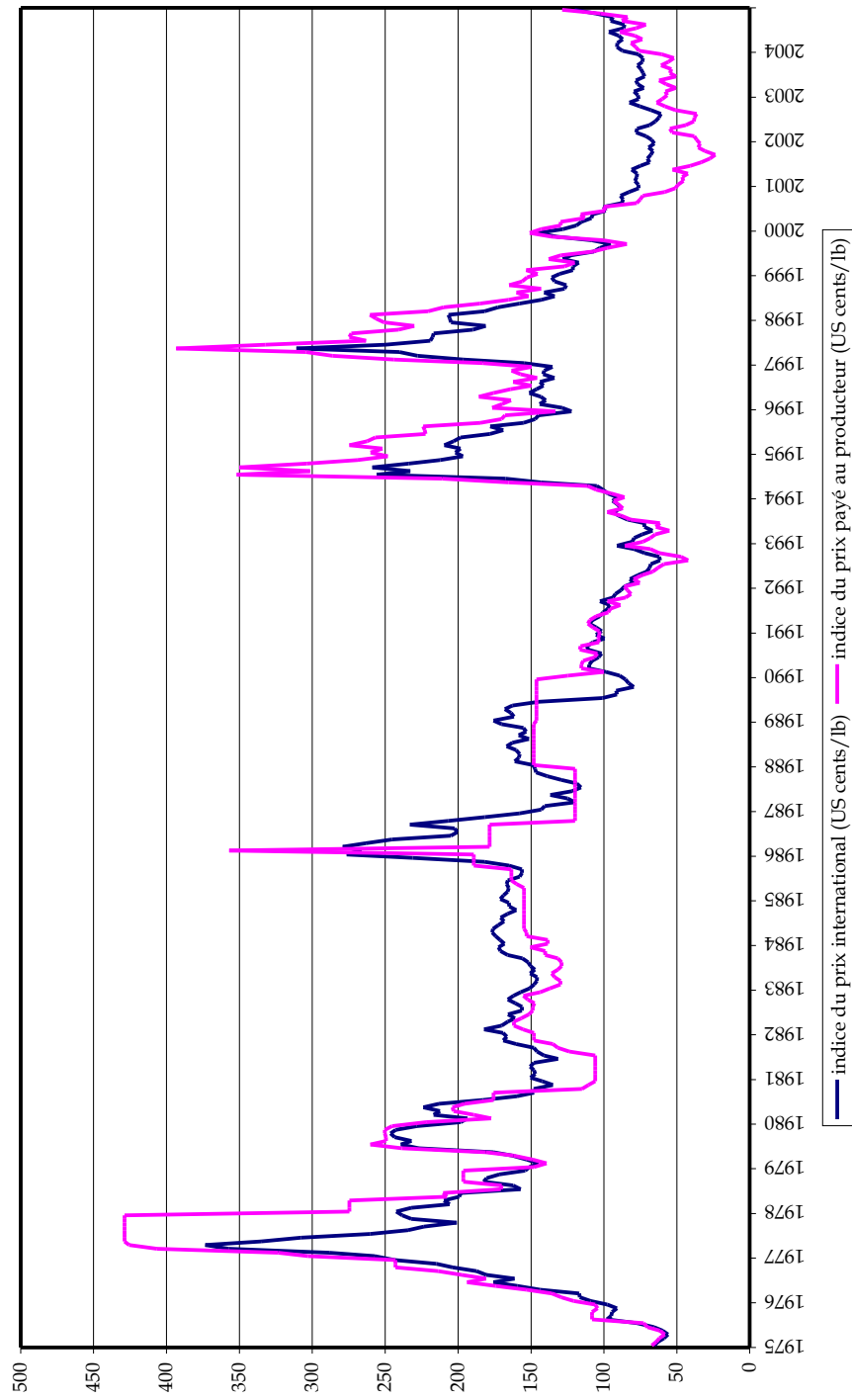
Jusqu'à la fin des années 1980, le gouvernement du Salvador tenait une place centrale dans la filière café, premier produit d'exportation du pays. Après 1979, son rôle s'est même accru, la politique économique du pays étant alors gérée par le gouvernement central et les gouvernement municipaux, ainsi que plusieurs agences décentralisées. En 1980, le gouvernement a nationalisé la commercialisation et l'exportation du café à travers l'organisme public *Incafe*, intermédiaire obligatoire entre les producteurs et les marchés d'exportation. *Incafe* a été vivement critiqué par les producteurs en raison de l'importance des taxes à l'exportation et autres charges imposées qui pouvaient représenter jusqu'à 50% du prix de vente à l'étranger. En 1989, la filière café salvadorienne a retrouvé une gestion libérale et *Incafe* a été démantelé (Paige, 1993). L'emprise de l'oligarchie caféière centenaire sur la filière a diminué, même si les usiniers privés profitent de leur rôle d'intermédiaires financiers (Billan, 1998). La réforme agraire a également permis l'émergence de coopératives

de production dont le pouvoir reste cependant limité.

La figure 2.1 présente l'évolution du prix à la production et du prix international du café sur la période 1975-2004. Le tableau 2.1 présente les résultats des tests de présence de racine unitaire sur les séries de prix. De manière générale, les tests ne rejettent pas l'hypothèse de non-stationnarité sur la période 1975-2004. L'estimation de la relation de long terme montre une élasticité de transmission élevée (colonne 1 du tableau 2.2). Un test de cointégration standard (Dickey-Fuller Augmenté) est ensuite appliqué au résidu de l'équation de long terme. L'hypothèse nulle est la non-cointégration. Si la statistique de test est inférieure à la valeur critique, l'hypothèse nulle est rejetée. Les résultats rejettent l'hypothèse de non-cointégration sur la période globale (tableau 2.3).

Les résultats de l'estimation du MCE sur la période 1975-2004 sont présentés dans la première colonne du tableau 2.4. Enders (1995) explique que le choix du nombre de retards peut être déterminé par un test d'autocorrélation sur le résidu de l'équation : si l'hypothèse d'autocorrélation n'est pas rejetée, le modèle est ré-estimé en rajoutant des retards. Dans le cas du Salvador, le test de Durbin-Watson ne détecte pas d'autocorrélation dans le MCE incluant un retard. L'élasticité de transmission de court terme sur la période totale apparaît élevée (0.89).

FIG. 2.1 – Évolution de l'indice du prix à la production et du prix international du café au Salvador (prix nominaux)



Note : L'indice des prix mondiaux est un indice composite. Les prix mondiaux peuvent ne pas refléter le prix mondial auquel font véritablement face les exportateurs du Salvador en raison de l'existence de différentes qualités d'arabica notamment. Par conséquent, le prix payé au producteur peut apparaître ponctuellement plus élevé que le prix international retenu.

TAB. 2.1 – Tests de racine unitaire (Salvador sur la période 1975-2004)

	ADF	PP [3]		PP [2]		PP [1]		KPSS [3]		KPSS [2]	
pw	-4.323	[3]	**	-3.380	*	-1.063		-0.974	0.094	2.024	**
pp	-1.276	[1]		-2.647		-0.853		-1.276	0.119	* 2.110	**
Δpw	-13.461	[1]	**	-13.328	**	-13.348	**	-13.362	** 0.081	0.085	
Δpp	-11.822	[1]	**	-17.957	**	-17.982	**	-17.920	** 0.093	0.094	

Note : pw est le logarithme du prix international ; pp est le logarithme du prix au producteur ; Δpw (Δpp) est la première différence de pw (pp). [3] : modèle avec tendance et constante ; [2] : modèle avec constante uniquement ; [1] : modèle sans constante ni tendance. Le nombre de retards dans l'équation de test est déterminé par le critère d'information d'Akaike. ** significativité à 1% ; * significativité à 5%.

2.4 Résultats

TAB. 2.2 – Relation de cointégration entre le prix international et le prix au producteur ($P_t^p = \xi_0 + \xi_1 P_t^m + \epsilon_t$)

	Salvador	Inde	Ouganda	Costa Rica
ξ_1	1.66*** <i>0.02</i>	0.87*** <i>0.01</i>	0.82*** <i>0.01</i>	0.93*** <i>0.01</i>
ξ_0	-3.12*** <i>0.10</i>	0.59*** <i>0.05</i>	0.76*** <i>0.06</i>	0.09** <i>0.04</i>
Obs.	360	360	285	360

Note : L'estimateur est celui des Moindres Carrés Ordinaires. Les écart-types, corrigés de l'hétéroscédasticité, sont présentés sous les coefficients.

TAB. 2.3 – Test de cointégration (Dickey-Fuller Augmenté)

$\Delta\epsilon_t = \phi\epsilon_{t-1} + \sum_{i=1}^p \phi_i \Delta\epsilon_{t-i} + u_t$				
	Salvador	Ouganda	Inde	Costa Rica
t	-5.128**	-6.867**	-6.428**	-6.428**

Note : Le nombre de retards dans l'équation de test est déterminé par le critère d'information d'Akaike. ** significatif à 1% ; significatif à 5%.

Le test de Gregory et Hansen (1996) indique une date de rupture potentielle autour de 1986, ce qui correspond relativement bien à la période de réformes (tableau 2.5). Le tableau 2.6 présente les résultats de l'estimation du MCE dont les coefficients dépendent de la période (équation 2.3.7). Dans le cas du Salvador (colonne 1), le test de Wald appliqué aux coefficients du modèle indique que la réponse de court terme est significativement plus importante après la date de rupture (mai 1986), ce qui est le résultat attendu. En revanche, la vitesse d'ajustement n'apparaît pas significativement plus élevée après la date de rupture. Les résultats du test de Enders et Siklos (2001) sont présentés dans la première colonne du tableau 2.7. Ils ne permettent pas de conclure à la présence d'une asymétrie dans la vitesse d'ajustement du prix au producteur. Enfin, dans la mesure où, sur la période précédant la rupture dans la relation de long terme, les prix n'apparaissent pas cointégrés (tableaux 2.8 et 2.9), l'hypothèse d'une asymétrie dans la réponse instantanée ne peut être testée.

TAB. 2.4 – Modèle à Correction d’Erreur standard

	$\Delta P_t^p = \eta + \lambda \epsilon_{t-1} + \sum_{j=0} \alpha_j \Delta P_{t-j}^m + \sum_{k=1} \beta_k \Delta P_{t-k}^p + \nu_t$			
	Salvador	Inde	Ouganda	Costa Rica
λ	-0.053*** <i>0.018</i>	-0.109*** <i>0.024</i>	-0.122*** <i>0.289</i>	-0.094*** <i>0.024</i>
α_0	0.928*** <i>0.061</i>	0.249*** <i>0.048</i>	0.538*** <i>0.096</i>	0.109* <i>0.060</i>
Obs.	358	358	282	358
<i>DW p-value</i>	0.53	0.52	0.77	0.14

Note : L’estimateur est celui des Moindres Carrés Ordinaires. Les écart-types sont présentés sous les coefficients. *DW p-value* est la probabilité associée à la statistique du test de Durbin-Watson avec H_0 : absence d’autocorrélation. *** (**, *) significatif à 1% (5%, 10%).

TAB. 2.5 – Test de Gregory et Hansen (Salvador)

	Modèle C		Modèle C/T		Modèle C/S	
ADF^*	-5.65***	mai 1986	-5.06**	mai 1986	-5.82***	juil.1985
Z_t^*	-5.15***	janv.1986	-5.01**	janv.1986	-5.34**	août 1985
Z_α^*	-50.87***	juin 1985	-48.31**	janv.1986	-54.72**	juin 1985

Note : *** (**) significatif à 1% (5%). ADF^* (respectivement Z_α^* , Z_t^*) est la statistique ADF (respectivement Z_α , Z_t) minimale.

TAB. 2.6 – Modèle à Correction d’Erreur avec rupture

	Equation (2.3.7)		
	Salvador	Inde	Ouganda
α_0^{ante}	0.659*** <i>0.107</i>	0.299*** <i>0.070</i>	0.583*** <i>0.123</i>
α_0^{post}	1.053*** <i>0.073</i>	0.216*** <i>0.066</i>	0.604*** <i>0.163</i>
λ^{ante}	-0.020 <i>0.030</i>	-0.075** <i>0.029</i>	-0.124*** <i>0.034</i>
λ^{post}	-0.072*** <i>0.023</i>	-0.156*** <i>0.042</i>	-0.068 <i>0.082</i>
Obs.	358	358	282
$F^{(1)}$	9.23***	0.73	0.01
$F^{(2)}$	1.72	2.33	0.37

Note : $F^{(1)}$ est la statistique du test de Wald appliqué aux coefficients α ($H_0 : \alpha_0^{ante} = \alpha_0^{post}$). $F^{(2)}$ est la statistique du test de Wald appliqué aux coefficients λ ($H_0 : \lambda^{ante} = \lambda^{post}$). L’estimateur est celui des Moindres Carrés Ordinaires.

TAB. 2.7 – Estimation du modèle TAR

$\Delta\epsilon_t = I_t\rho_1\epsilon_{t-1} + (1 - I_t)\rho_2\epsilon_{t-1} + \sum \psi_k\Delta\epsilon_{t-k} + \mu_t$				
	Salvador	Inde	Ouganda	Costa Rica
	$d = 2$ et $\theta = -0.126$	$d = 11$ et $\theta = 0.166$	$d = 11$ et $\theta = 0.292$	$d = 12$ et $\theta = 0.103$
ρ_1	-0.291*** <i>0.112</i>	-0.294*** <i>0.080</i>	-0.490*** <i>0.132</i>	-0.359*** <i>0.061</i>
ρ_2	0.079 <i>0.283</i>	-0.140*** <i>0.038</i>	-0.115*** <i>0.058</i>	-0.081** <i>0.032</i>
Obs.	133	221	157	358
t_{max}	0.46	-3.84***	-2.10**	-2.42***
F	2.15	10.50***	5.55**	14.94***
Wald	3.82*	3.11*	10.96***	16.51***

Note : F est la statistique du test joint préconisé par Enders et Siklos (2001). Le test de Wald est appliqué aux coefficients ρ ($H_0 : \rho_1 = \rho_2$). Le nombre de retards introduits dans l'équation de test est déterminé par le critère d'information d'Akaike. L'estimateur est celui des Moindres Carrés Ordinaires. L'échantillon est *bootstrappé*.

TAB. 2.8 – Tests de racine unitaire (Salvador sur la période 1975-1986)

	ADF	PP [3]	PP [2]	PP [1]	KPSS [3]	KPSS [2]
pw	0.144 [1]	-2.135	-1.570	0.204	0.142	0.854 **
pp	-0.476 [1]	-2.526	-0.906	-0.468	0.135	0.947 **
Δpw	-6.776 [1]**	-6.682 **	-6.711 **	-6.731 **	0.151 *	0.152
Δpp	-12.431 [1]**	-12.479 **	-12.371 **	-12.401 **	0.125	0.212

Note : pw est le logarithme du prix international ; pp est le logarithme du prix au producteur ; Δpw (Δpp) est la première différence de pw (pp). [3] : modèle avec tendance et constante ; [2] : modèle avec constante uniquement ; [1] : modèle sans constante ni tendance. Le nombre de retards dans l'équation de test est déterminé par le critère d'information d'Akaike. ** significativité à 1% ; * significativité à 5%.

2.4 Résultats

TAB. 2.9 – Test de cointégration avant la date de rupture (Dickey-Fuller Augmenté)

$$\Delta\epsilon_t = \phi\epsilon_{t-1} + \sum_{i=1}^p \phi_i \Delta\epsilon_{t-i} + u_t$$

	Salvador	Ouganda	Inde
t	-1.460	-5.244**	-5.653**

Note : Le nombre de retards dans l'équation de test est déterminé par le critère d'information d'Akaike. ** significatif à 1% ; significatif à 5%.

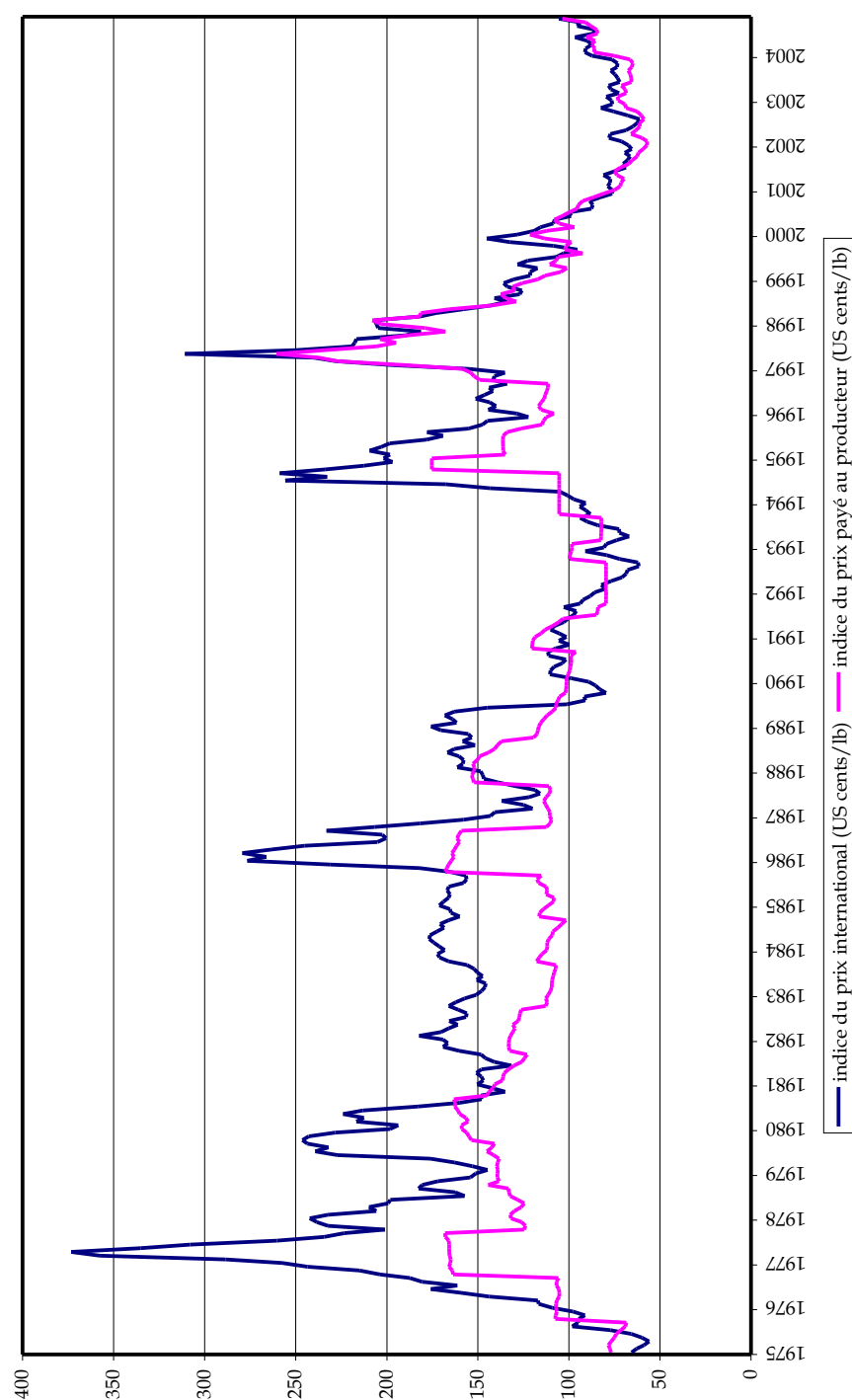
2.4.2 L'Inde

L'Inde appartient à la catégorie des pays où les réformes ont été les plus complètes : désengagement total de l'Etat de la commercialisation du café, abolition des prix minimums, diminution des taxes à l'exportation et ouverture du marché aux exportateurs privés (Krivonos, 2004). L'ajustement structurel a eu lieu au début des années 1990. Avant la libéralisation de la filière, un *marketing board* gérât l'achat, la commercialisation et l'exportation du café. Les producteurs n'étaient payés qu'en partie le jour de la livraison et devaient parfois attendre plusieurs mois avant de recevoir l'intégralité de leur paiement, versé lorsque le café avait été vendu. Les réformes engagées à partir de 1992 ont conduit à l'élimination progressive des fonctions interventionnistes du *marketing board*.

La figure 2.2 présente l'évolution du prix à la production et du prix international du café. Les tests de racine unitaire appliqués aux séries de prix ne permettent généralement pas de rejeter l'hypothèse de non-stationnarité sur la période 1975-2004 (tableau 2.10). Les résultats de l'estimation de la relation de long terme sont présentés dans la deuxième colonne du tableau 2.2. L'élasticité de transmission apparaît relativement élevée sur la période totale (0.87). Le test de cointégration permet de rejeter l'hypothèse de non-cointégration sur la période globale, ce qui indique que les prix payés aux producteurs sont liés aux prix internationaux par une relation d'équilibre de long terme tout au long de la période (tableau 2.3).

La deuxième colonne du tableau 2.4 présente les résultats de l'estimation du MCE standard sur la période 1975-2004. L'élasticité de transmission de court terme apparaît relativement peu élevée sur la période totale (0.25).

FIG. 2.2 – Évolution de l'indice du prix à la production et du prix international du café en Inde (prix nominaux)



TAB. 2.10 – Tests de racine unitaire (Inde sur la période 1975-2004)

	ADF		PP [3]		PP [2]		PP [1]		KPSS [3]		KPSS [2]	
pw	-4.323	[3] **	-3.380	*	-1.063		-0.974		0.094		2.024	**
pp	-3.480	[3] *	-3.345		-0.723		-1.064		0.088		2.147	**
Δpw	-13.461	[1] **	-13.328	**	-13.348	**	-13.362	**	0.081		0.085	
Δpp	-16.732	[1] **	-16.735	**	-16.760	**	-16.732	**	0.085		0.096	

Note : pw est le logarithme du prix international ; pp est le logarithme du prix au producteur ; Δpw (Δpp) est la première différence de pw (pp). [3] : modèle avec tendance et constante ; [2] : modèle avec constante uniquement ; [1] : modèle sans constante ni tendance. Le nombre de retards dans l'équation de test est déterminé par le critère d'information d'Akaike. ** significativité à 1% ; * significativité à 5%.

TAB. 2.11 – Test de Gregory et Hansen (Inde)

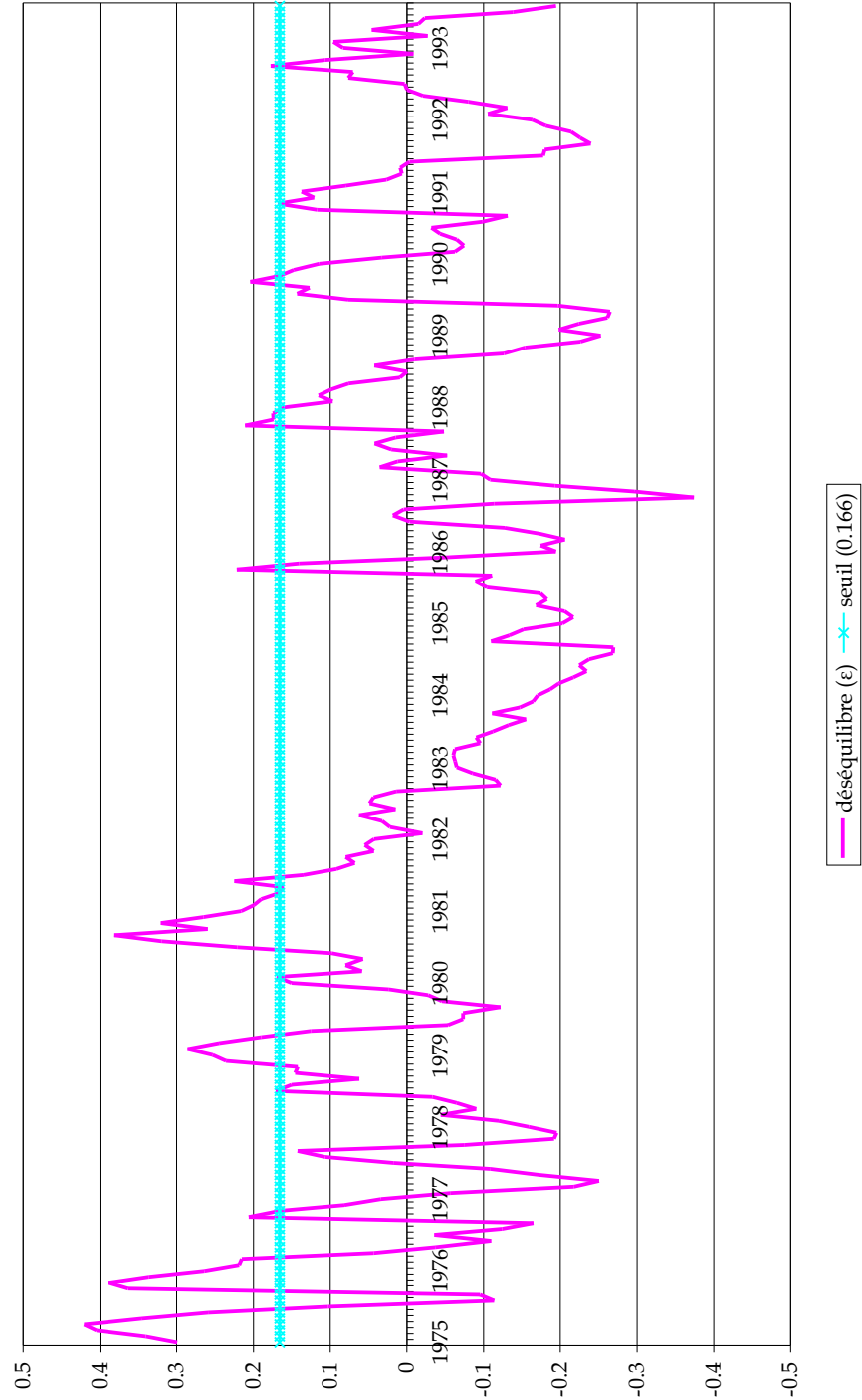
	Modèle C		Modèle C/T		Modèle C/S	
ADF^*	-6.80***	sept.1994	-6.37***	juin 1987	-7.07***	nov.1993
Z_t^*	-5.90***	sept.1993	-5.85***	avril 1987	-6.10***	sept.1993
Z_α^*	-62.69***	sept.1993	-65.58***	janv.1987	-66.86***	sept.1993

Note : *** (**) significatif à 1% (5%). ADF^* (respectivement Z_α^* , Z_t^*) est la statistique ADF (respectivement Z_α , Z_t) minimale.

Le test de Gregory et Hansen (1996) suggère la présence d'une rupture autour de 1993 (tableau 2.11), période à laquelle les réformes ont débuté dans ce pays. La deuxième colonne du tableau 2.6 présente les résultats de l'estimation du MCE incluant la date de rupture (septembre 1993). Les tests d'égalité sur les coefficients α^{ante} et α^{post} ne révèlent aucune amélioration significative de l'élasticité de transmission instantanée après la date de rupture. Les tests d'égalité sur les coefficients λ^{ante} et λ^{post} ne permettent pas non plus de conclure à un accroissement de la vitesse d'ajustement sur la période récente.

En revanche, les tests préconisés par Enders et Siklos (2001) permettent de conclure à la présence d'une asymétrie dans la vitesse d'ajustement du prix payé au producteur (tableau 2.7). Les coefficients ρ_1 et ρ_2 apparaissent significativement différents. Plus précisément, les résultats montrent une vitesse d'ajustement *plus faible* lorsque le prix payé au producteur est *inférieur* à sa valeur d'équilibre augmentée du seuil, ce qui est souvent le cas sur la période 1975-1993 (figure 2.3). Autrement dit, sur la période 1975-1993, le prix au producteur est maintenu durablement en dessous de sa valeur d'équilibre. Les résultats de l'estimation du MCE avec seuil sont présentés dans la deuxième colonne du tableau 2.12. Cependant ici, le test de Wald ne permet pas de conclure à une différence significative entre les coefficients λ^+ et λ^- . Enfin, les prix sur la période 1975-1993 étant non-stationnaires (tableau 2.13) et cointégrés (tableau 2.9), l'hypothèse d'une asymétrie dans l'élasticité de transmission instantanée peut être testée à l'aide d'un MCE (équation 2.3.13). Les résultats sont présentés dans la première colonne du tableau 2.14. Les coefficients n'apparaissent pas significativement différents.

FIG. 2.3 – Représentation des régimes d’ajustement du prix au producteur (Inde)



TAB. 2.12 – Modèle à Correction d’Erreur avec seuil

Equation (2.3.12)			
	Inde	Ouganda	Costa Rica
λ^+	-0.135**	-0.498***	-0.241***
	<i>0.059</i>	<i>0.120</i>	<i>0.038</i>
λ^-	-0.071*	-0.117***	-0.013
	<i>0.038</i>	<i>0.042</i>	<i>0.028</i>
α_0	0.227***	0.548***	0.126**
	<i>0.065</i>	<i>0.147</i>	<i>0.058</i>
Obs.	222	157	358
Wald	0.89	9.30***	24.57***

Note : Le test de Wald est appliqué aux coefficients λ
($H_0 : \lambda^+ = \lambda^-$).

TAB. 2.13 – Tests de racine unitaire (Inde sur la période 1975-1993)

	ADF	PP [3]	PP [2]	PP [1]	KPSS [3]	KPSS [2]
pw	-3.953 [3]*	-3.491 *	-0.495	-0.672	0.234 **	1.552 **
pp	-3.260 [3]	-3.277	0.084	-1.130	0.208 *	1.699 **
Δpw	-10.188 [1]**	-10.344 **	-10.163 **	-10.166 **	0.077	0.298
Δpp	-14.292 [1]**	-14.491 **	-14.351 **	-14.297 **	0.059	0.289

Note : pw est le logarithme du prix international ; pp est le logarithme du prix au producteur ; Δpw (Δpp) est la première différence de pw (pp). [3] : modèle avec tendance et constante ; [2] : modèle avec constante uniquement ; [1] : modèle sans constante ni tendance. Le nombre de retards dans l'équation de test est déterminé par le critère d'information d'Akaike. ** significativité à 1% ; * significativité à 5%.

TAB. 2.14 – Modèle à Correction d’Erreur avec réponse de court terme asymétrique

	Equation (2.3.13)		
	Inde	Ouganda	Costa Rica
α^+	0.025*	1.104***	0.145
	0.115	0.278	0.105
α^-	0.220**	0.300	0.074
	0.105	0.191	0.102
λ	-0.089***	-0.161***	-0.095***
	0.033	0.041	0.024
Obs.	222	157	358
F	0.00	4.84*	0.17

Note : Le test de Wald permet de tester $H0 : \alpha_0^+ = \alpha_0^-$.

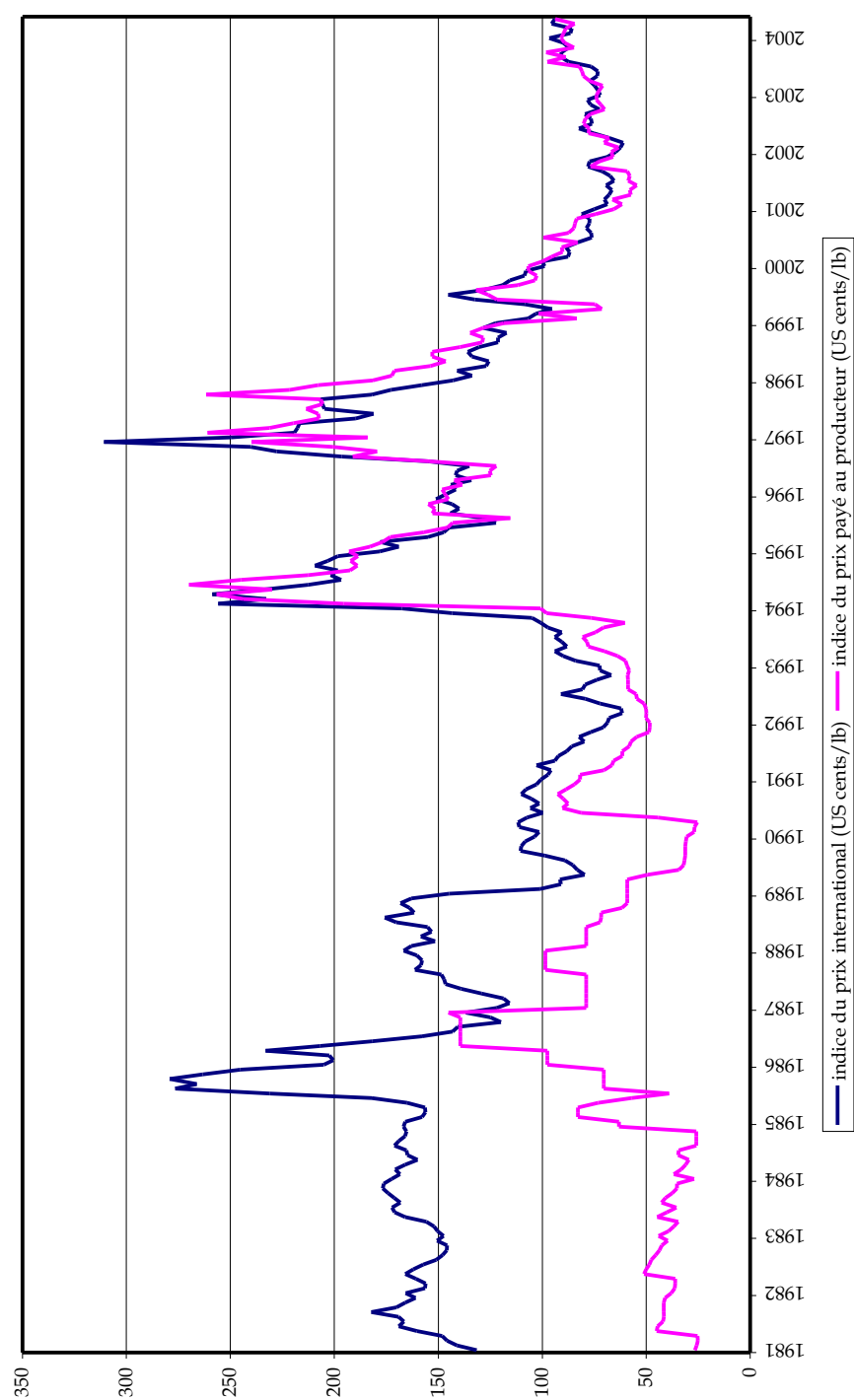
2.4.3 L’Ouganda

La libéralisation des marchés internes et le démantèlement des organismes publics de régulation en Ouganda a eu lieu progressivement. Le *marketing board* a perdu son monopole sur les exportations en 1991. Les prix administrés ont été supprimés la même année. Les fonctions interventionnistes du *marketing board* ont totalement disparu en 1992. La taxe à l’exportation a été supprimée en 1992 pour être ré-introduite en 1994.

La figure 2.4 présente l’évolution du prix à la production et du prix international du café sur la période 1981-2004. Les tests de racine unitaire ne permettent généralement pas de rejeter l’hypothèse de non-stationnarité sur la période 1975-2002 (tableau 2.15). L’estimation de la relation de long terme (tableau 2.2) sur cette période met en évidence une élasticité de transmission élevée (0.82). Le test de cointégration ADF rejette l’hypothèse nulle (tableau 2.3). Les résultats de l’estimation du MCE standard sont présentés dans la troisième colonne du tableau 2.4. L’élasticité de court terme est de 0.54.

Le test de Gregory et Hansen (1996) indique la présence d’une rupture dans la relation de long terme autour de 1994, ce qui correspond relativement bien à la période de réformes (tableau 2.16). La troisième colonne du tableau 2.6 présente les résultats de l’estimation du MCE incluant la date de rupture (août 1994). Le test d’égalité appliqué aux coefficients α^{ante} et α^{post} ne suggère aucune amélioration de la transmission de court terme. Le retour à l’équilibre n’apparaît pas plus rapide après la date de rupture.

FIG. 2.4 – Évolution de l'indice du prix à la production et du prix international du café en Ouganda (prix nominaux)



TAB. 2.15 – Tests de racine unitaire (Ouganda sur la période 1981-2004)

	ADF	PP		PP		KPSS		KPSS	
		[1]	**	[3]		[2]		[1]	[2]
pw	-3.273	[1]	**	-0.667		-2.861		-4.291	**
pp	-3.524	[2]	**	-2.816	**	-3.564	**	-3.319	**
Δpw	-4.366	[1]	**	-13.159	**	-12.479	**	-12.193	**
Δpp	-15.505	[1]	**	-16.199	**	-15.866	**	-15.645	*

Note : pw est le logarithme du prix international ; pp est le logarithme du prix au producteur ; Δpw (Δpp) est la première différence de pw (pp). [3] : modèle avec tendance et constante ; [2] : modèle avec constante uniquement ; [1] : modèle sans constante ni tendance. Le nombre de retards dans l'équation de test est déterminé par le critère d'information d'Akaike. ** significativité à 1% ; * significativité à 5%.

2.4 Résultats

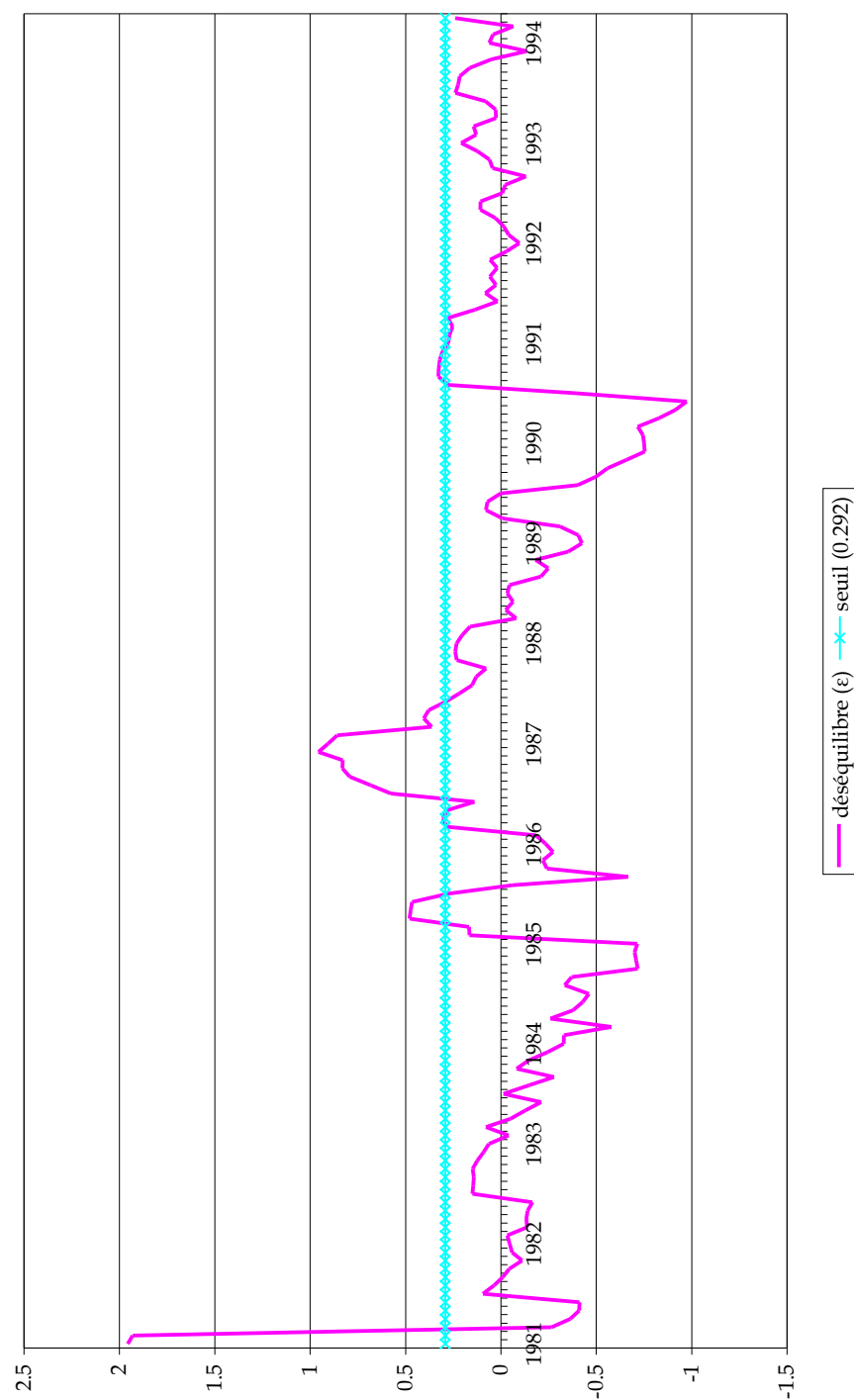
TAB. 2.16 – Test de Gregory et Hansen (Ouganda)

	Modèle C		Modèle C/T		Modèle C/S	
ADF^*	-5.16***	déc.1993	-5.56***	juin 1986	-5.22**	mars 1994
Z_t^*	-7.82***	mai 1994	-8.04***	juin 1986	-7.99***	août 1994
Z_α^*	-84.87***	mai 1994	-88.78***	juin 1986	-87.64***	août 1994

Note : *** (**) significatif à 1% (5%). ADF^* (respectivement Z_α^* , Z_t^*) est la statistique ADF (respectivement Z_α , Z_t) minimale.

En revanche, les résultats du test de Enders et Siklos (2001) indiquent que l'hypothèse d'asymétrie ne peut être rejetée sur la période précédant la rupture (tableaux 2.7). Les coefficients ρ_1 et ρ_2 apparaissent significativement différents, ce qui suggère là encore une vitesse d'ajustement plus faible lorsque le prix payé au producteur est inférieur à sa valeur d'équilibre augmentée du seuil, ce qui est très souvent le cas (figure 2.5). L'effet d'asymétrie apparaît également dans le MCE avec seuil (tableau 2.12), les coefficients λ^+ et λ^- apparaissent significativement différents, λ^- étant moins élevé que λ^+ en valeur absolue. Enfin, les prix sur la période 1975-1993 étant non-stationnaires (tableau 2.13) et cointégrés (tableau 2.9), l'hypothèse d'une asymétrie dans l'élasticité de transmission instantanée peut être testée à l'aide d'un MCE (équation 2.3.13). Les résultats semblent indiquer (au seuil de 10% seulement) que les chocs de prix positifs sont mieux transmis que les chocs négatifs sur la période 1981-1994.

FIG. 2.5 – Représentation des régimes d'ajustement du prix au producteur (Ouganda)



TAB. 2.17 – Tests de racine unitaire (Ouganda sur la période 1981-1994)

	ADF	PP [3]	PP [2]	PP [1]	KPSS [3]	KPSS [2]
pw	-1.958 [1]*	0.595	-1.550	-3.502 *	0.219 **	1.513 **
pp	-2.764 [1]*	-2.428	-2.519	-2.852 *	0.208 **	1.510 **
Δpw	-5.167 [1]**	-8.275 **	-8.019 **	-7.602 **	0.229 *	0.442
Δpp	-11.173 [1]**	-11.572 **	-11.318 **	-11.111 **	0.079 **	0.370

Note : pw est le logarithme du prix international ; pp est le logarithme du prix au producteur ; Δpw (Δpp) est la première différence de pw (pp). [3] : modèle avec tendance et constante ; [2] : modèle avec constante uniquement ; [1] : modèle sans constante ni tendance. Le nombre de retards dans l'équation de test est déterminé par le critère d'information d'Akaike. ** significativité à 1% ; * significativité à 5%.

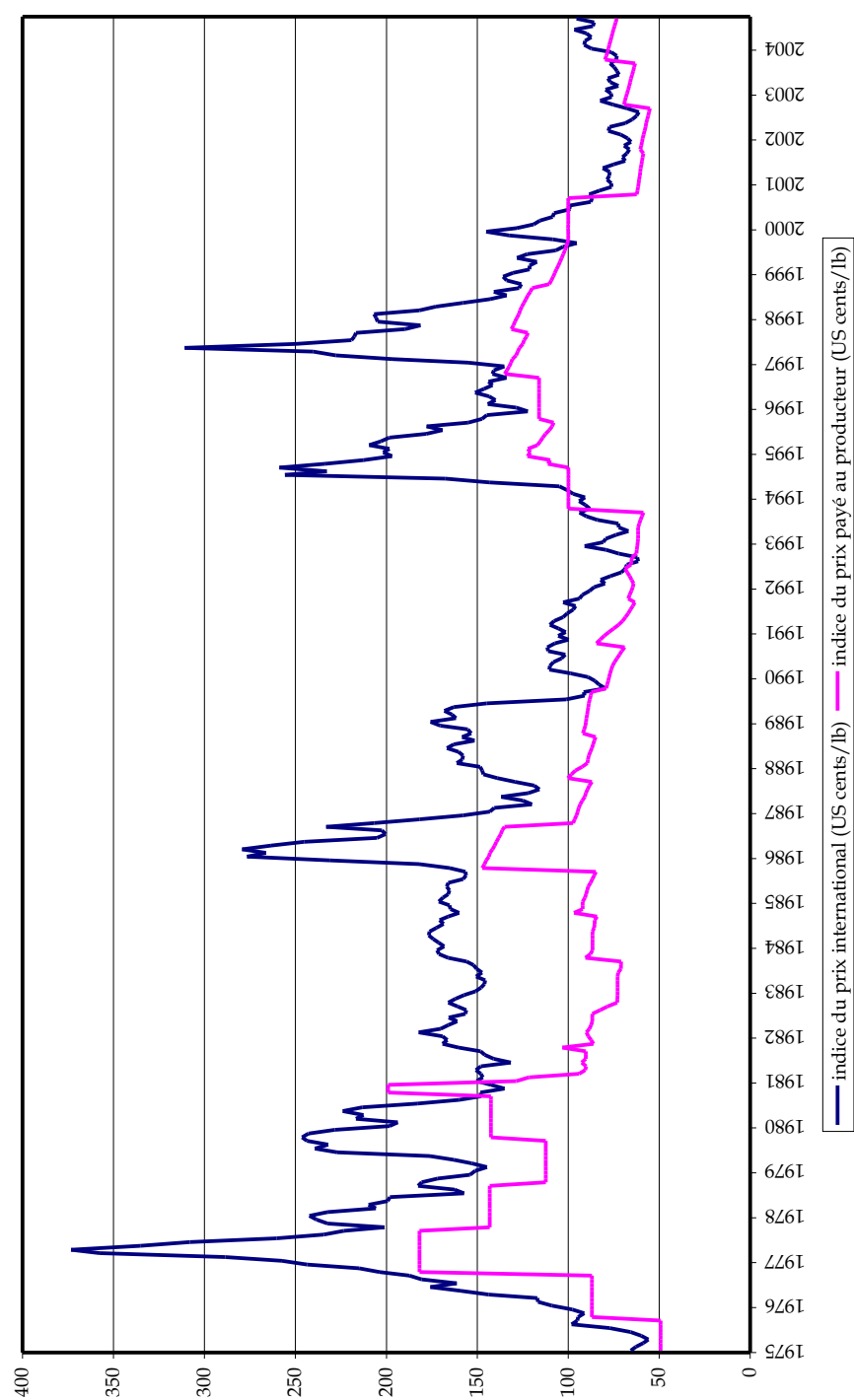
2.4.4 Le Costa Rica

Bien que les exportations aient été très largement taxées jusqu'en 1999, le gouvernement n'a jamais poursuivi aucun objectif de stabilisation des prix à la production. Le système de commercialisation étaient supervisé par une instance en charge de fixer le paiement partiel minimum que les producteurs reçoivent à l'avance (*Instituto de Café de Costa Rica - ICAFE*). La totalité du paiement n'était versée qu'à la fin de la saison, lorsque le prix d'achat des minotiers a été déterminé en fonction des ventes totales aux exportateurs et des coûts de transformation. Les producteurs subissent la totalité des fluctuations des prix internationaux (Cardenas, 1994). Ainsi, bien que depuis plusieurs années le Costa Rica soit engagé dans une politique de libéralisation commerciale, il n'y a pas de raison de penser que la transmission des prix agricoles le long de la filière café ait été améliorée - les prix payés aux producteurs étant déjà très largement déterminés par les prix internationaux avant la libéralisation commerciale. Par conséquent, l'hypothèse d'une rupture dans la relation de long terme entre les prix n'est pas testée ici. En revanche, il est possible que les intermédiaires commerciaux ait influencé la symétrie de la transmission. La procédure de Enders et Siklos (2001) est donc utilisée pour tester la présence d'un seuil dans la vitesse d'ajustement du prix payé au producteur.

La figure 2.6 présente l'évolution du prix à la production et du prix international du café. Les tests de racine unitaire indiquent que les séries de prix sont non-stationnaires sur 1975-2004 (tableau 2.18). Le test de cointégration indique que ces prix sont cointégrés sur cette période (tableau 2.3). L'estimation de la relation de long terme (tableau 2.2) met en évidence une élasticité de transmission élevée (0.93). Les résultats de l'estimation du MCE donnent un coefficient de court terme égal à 0.103 (ce qui est relativement plus faible que dans les autres pays étudiés) et une vitesse d'ajustement égale à -0.09.

Les résultats du test de Enders et Siklos (2001) indiquent que l'hypothèse d'asymétrie ne peut être rejetée sur la période 1975-2004 (tableau 2.7). Les coefficients ρ_1 et ρ_2 apparaissent significativement différents, ce qui suggère à nouveau une vitesse d'ajustement plus faible lorsque le prix payé au producteur est inférieur à la valeur d'équilibre, ce qui est souvent le cas (figure 2.7). De même, dans le MCE avec seuil, les coefficients λ^+ et λ^- apparaissent significativement différents, λ^- étant non significatif (tableau 2.12). Enfin, les résultats du test de l'hypothèse d'une élasticité de transmission instantanée asymétrique ne s'avèrent pas significatifs (tableau 2.14).

FIG. 2.6 – Évolution de l'indice du prix à la production et du prix international du café au Costa Rica (prix nominaux)

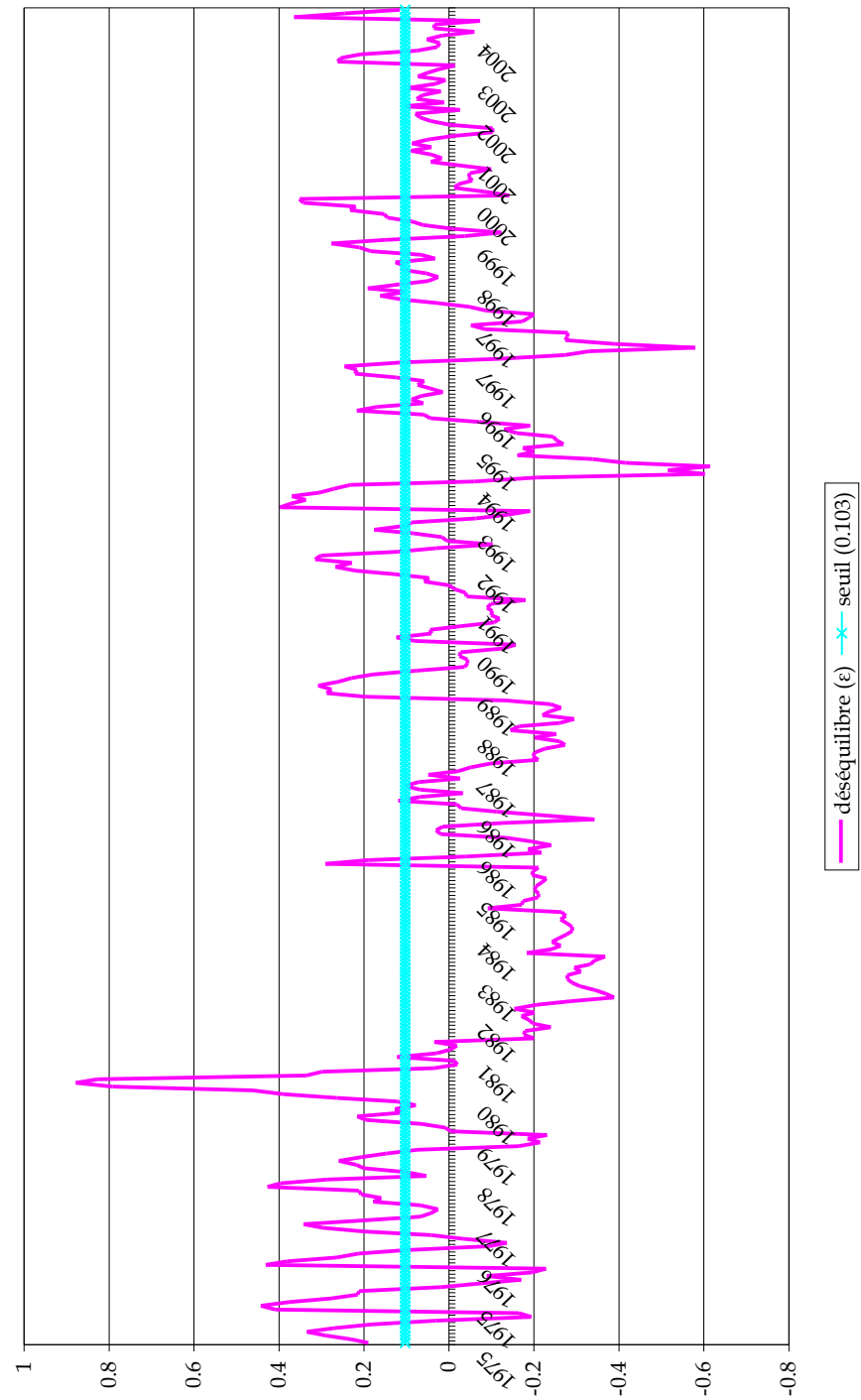


TAB. 2.18 – Tests de racine unitaire (Costa Rica sur la période 1975-2004)

	ADF		PP		PP		PP		KPSS		KPSS	
			[3]	[2]	[2]	[1]	[3]	[2]	[3]	[2]	[3]	[2]
pw	-4.323	[3] **	-3.380 *	-1.063	-0.974	-0.974	0.094	2.024	0.094	2.024	0.094	2.024 **
pp	-2.260	[1]	-2.363	-0.474	-2.178	-2.178	0.202 *	2.202	0.202 *	2.202	0.202 *	2.202 **
Δpw	-13.461	[1] **	-13.328 **	-13.348	-13.362	-13.362	0.081	0.085	0.081	0.085	0.081	0.085
Δpp	-18.086	[1] **	-18.273 **	-18.298	-18.121	-18.121	0.122	0.120	0.122	0.120	0.122	0.120

Note : pw est le logarithme du prix international ; pp est le logarithme du prix au producteur ; Δpw (Δpp) est la première différence de pw (pp). [3] : modèle avec tendance et constante ; [2] : modèle avec constante uniquement ; [1] : modèle sans constante ni tendance. Le nombre de retards dans l'équation de test est déterminé par le critère d'information d'Akaike. ** significativité à 1% ; * significativité à 5%.

FIG. 2.7 – Représentation des régimes d'ajustement du prix au producteur (Costa Rica)



2.5 Conclusion

Les résultats des tests appliqués à la filière café au Salvador, en Ouganda, en Inde et au Costa Rica montrent que le prix international et le prix payé aux producteurs (exprimé en dollars US courants) sont cointégrés sur l'ensemble de la période 1975-2004 (1981-2004 dans le cas de l'Ouganda). Autrement dit, le prix à la production est constamment déterminé par le prix international et par conséquent, les producteurs n'ont jamais été complètement isolés des chocs de prix internationaux sur cette période. Dans les exemples choisis, l'élasticité de transmission est de plus relativement élevée, ce qui signifie qu'une part importante des variations du prix mondial sont transmises au prix payé au producteur.

De plus, la libéralisation des marchés internes et le démantèlement des organismes publics de commercialisation du café est susceptible d'avoir joué sur la transmission des chocs, notamment en améliorant l'élasticité de transmission instantanée. Ce résultat n'est cependant pas systématique (cas du Salvador uniquement). En outre, les résultats ne montrent aucune amélioration de la vitesse d'ajustement du prix au producteur. À la lumière de ces cas d'étude, il est donc difficile de montrer dans quelle mesure les politiques d'intervention sur les prix ont pu affaiblir la transmission entre les prix.

Les résultats ne mettent pas en évidence d'asymétrie dans la réponse de court terme du prix au producteur. En revanche, les mécanismes de stabilisation des prix et le jeu des intermédiaires commerciaux sont susceptibles d'agir sensiblement sur la vitesse d'ajustement du prix payé au producteur. En effet, sur la période antérieure aux réformes (l'ensemble de la période dans le cas du Costa Rica) la vitesse d'ajustement du prix au producteur apparaît souvent *plus faible* lorsque le prix se trouve *en dessous* de sa valeur d'équilibre. Ce résultat souligne dans quelle mesure les organismes de stabilisation des prix et les autres intermédiaires commerciaux peuvent influencer la dynamique d'ajustement du prix à la production et introduire dans la transmission entre les prix une asymétrie clairement défavorable aux producteurs.

CHAPITRE 3

Le rôle du taux de change réel dans la transmission des prix agricoles internationaux

3.1 Introduction

Les mouvements du taux de change réel (TCR) sont théoriquement déterminés par de nombreux facteurs (Rogoff, 1996). Cependant, plusieurs travaux ont montré que les termes de l'échange sont un déterminant clef des taux de change réels pour les pays en développement (De Gregorio et Wolf, 1994; Chinn et Johnson, 1996; Montiel, 1997; Drine et Rault, 2005). En effet, dans les PED dépendants de l'exportation de produits agricoles, les mouvements des prix agricoles internationaux expliquent en grande partie ceux des termes de l'échange. Par conséquent, les prix agricoles sont susceptibles d'être un déterminant important des taux de change réels pour ces pays (Cashin, Céspedes, et Sahay, 2004). Selon cette hypothèse, lorsque les prix internationaux augmentent (diminuent), le TCR côté à l'incertain s'ajuste en diminuant (augmentant), la monnaie nationale s'apprécie (se déprécie). De cette façon, les chocs de prix internationaux sont susceptibles d'être atténués avant d'être transmis aux producteurs. Pourtant, l'instabilité des prix internationaux exprimés en monnaie locale apparaît souvent plus forte que celle des prix internationaux exprimés en dollars ou en panier de monnaies. Ce chapitre vise à mettre en évidence une rigidité du TCR pouvant être à l'origine de ce phénomène.

Il existe une vaste littérature empirique sur les déterminants des taux de change réels pour les pays en développement. Mais peu de travaux se sont focalisés sur la relation entre le TCR et les prix internationaux. Récemment, Cashin, Céspedes, et Sahay (2004) ont analysé la relation de long terme entre le TCR et les prix internationaux sur la période 1980-2002 pour un groupe de pays en développement exportateurs de produits de base. Pour la majorité des pays de l'échantillon, les résultats des tests ne permettent pas de rejeter l'hypothèse de non-cointégration. L'analyse qui suit peut être vue comme un prolongement de l'étude de Cashin, Céspedes, et Sahay (2004) puisqu'elle permet de tester l'hypothèse d'une relation de cointégration *asymétrique* entre le TCR et les prix agricoles internationaux. En effet, le TCR est susceptible de réagir différemment aux variations positives et négatives des prix internationaux. Lorsque le régime de change est peu flexible et les prix internes relativement rigides, il est possible qu'une baisse des prix internationaux ne suffise pas à engendrer une dépréciation du TCR d'ampleur comparable à l'appréciation occasionnée par une hausse des prix internationaux. Le TCR aura ainsi davantage tendance à s'ajuster aux hausses de prix qu'aux baisses.

Plusieurs auteurs ont contribué à prolonger la théorie de la cointégration en introduisant des non-linéarités dans la relation de cointégration. Gregory et Hansen (1996) ont envisagé l'existence de différents types de rupture dans la relation de long terme, de sorte que l'élasticité de transmission varie selon la période considérée.

rée. Granger et Lee (1989), Balke et Fomby (1997), Enders et Siklos (2001), entre autres, ont développé des modèles où le terme à correction d'erreur est modélisé de façon à ce que la vitesse d'ajustement de la variable de gauche varie selon la nature du déséquilibre (cf Chapitre 2). Dans ce chapitre, la relation de cointégration est testée selon une procédure développée par Schorderet (2004) et récemment appliquée au cas du prix du pétrole par Lardic et Mignon (2007). Cette méthode permet de tester l'existence d'une relation de cointégration entre certaines composantes non-stationnaires des séries, plutôt qu'entre les séries elles-mêmes. Schorderet (2004) montre que deux séries non linéairement cointégrées peuvent néanmoins s'avérer cointégrées de manière asymétrique s'il existe une combinaison linéaire stationnaire de leurs composantes *positives* et *négatives*. Selon cette méthode, il est ainsi possible de tester l'existence d'une relation de cointégration entre la somme cumulée des éléments positifs (négatifs) du TCR et la somme cumulée des éléments positifs (négatifs) de l'indice des prix agricoles internationaux agrégés.

L'analyse repose sur un échantillon de 51 PED exportateurs de produits agricoles, sur la période 1968-2002. Les résultats des tests standards montrent en premier lieu que le TCR et les prix agricoles internationaux ne sont pas cointégrés. Par la suite, l'analyse met en évidence une relation de cointégration entre les composantes positives du TCR et celles des prix internationaux dans plusieurs pays - conformément à la théorie du *Dutch Disease*. En revanche, l'hypothèse de cointégration est rejetée dans les cas de baisse des prix internationaux dans la majorité des pays. De manière générale, le TCR réagit donc faiblement aux variations des prix internationaux. Par conséquent, les prix agricoles ne sont pas plus stables lorsqu'ils sont exprimés en monnaie locale. Au contraire, l'instabilité du TCR peut contribuer à accroître l'instabilité des prix payés aux producteurs.

L'analyse statistique des mesures d'instabilité des indices de prix réels internationaux (en dollars ou en panier de monnaies) et en monnaie locale est décrite dans la section II. La relation théorique entre le taux de change et les prix réels internationaux ainsi que les résultats empiriques de la littérature économique qui apportent un éclairage sur le sujet font l'objet de la section III. L'approche utilisée pour tester l'hypothèse d'une relation de long terme asymétrique entre le taux de change effectif réel et les prix réels internationaux est décrite dans la section IV. Les résultats de l'analyse empirique sont commentés dans la section V. Les conclusions de l'analyse apparaissent dans la section VI.

3.2 Instabilité des prix en dollars versus instabilité des prix en monnaie locale

La première étape de l'analyse consiste à comparer l'instabilité des prix réels internationaux exprimés en dollars US à celle des prix exprimés en monnaie locale, puis à mettre en évidence la contribution du TCR (ou du taux de change effectif réel, TCER) à l'instabilité des prix réels en monnaie locale.

3.2.1 Construction des indices de prix et mesure de l'instabilité

L'analyse statistique de l'instabilité des prix réels internationaux et des prix réels en monnaie locale est menée à partir d'un échantillon de 51 pays en développement exportateurs de produits agricoles. D'après la classification élaborée par Dehn (2000), ces pays sont dits exportateurs de produits agricoles alimentaires (non-alimentaires) lorsque les produits agricoles alimentaires (non-alimentaires) représentent au moins 50% du total de leurs exportations de produits. Pour ce groupe de pays, le TCR est donc susceptible d'être largement déterminé par les mouvements des prix réels internationaux. L'indice des prix internationaux agrégés est une moyenne géométrique pondérée (Deaton et Miller, 1995). Le tableau 3.9 classe les pays de l'échantillon selon le type de produits agricoles majoritairement exportés. Le tableau 3.10 donne la liste des 25 produits agricoles utilisés dans la construction des indices, classés par type. Les séries de prix internationaux exprimés en dollars sont issues de la base IFS 2004. Les prix de l'indice sont pondérés par la part de chaque produit agricole dans la valeur de la production agricole totale en 1990. Les quantités utilisées dans la pondération des indices sont issues de la base FAOSTAT 2004 (tableau 3.11). L'indice des prix internationaux en dollars est déflaté par la valeur unitaire à l'exportation des pays de l'OCDE (WDI 2004).

L'indice des prix réels en monnaie locale est construit à partir de l'indice des prix réels internationaux en dollars,

$$Pr = P\$r * TCR \quad (3.2.1)$$

avec

$$P\$r = \frac{P\$}{VUE} \quad (3.2.2)$$

et

$$TCR = TCN * \frac{VUE}{IPC} \quad (3.2.3)$$

où $P\$$ est l'indice des prix internationaux (exprimés en dollars); $P\$r$ est l'indice

des prix réels internationaux (exprimés en dollars constants) ; il est déflaté par l'indice de la valeur unitaire à l'exportation des pays de l'OCDE exprimée en dollars (*VUE*). *TCN* est le taux de change nominal bilatéral par rapport au dollar côté à l'incertain (IFS 2004). Enfin *IPC* est l'indice des prix à la consommation du pays en question (WDI 2004).

Les prix réels internationaux étant directement disponibles en dollars, il semble naturel d'utiliser le TCR pour obtenir les prix réels en monnaie locale (équation (3.2.1)). Cependant, dans la mesure où une appréciation du taux de change bilatéral par rapport au dollar entraîne une hausse des prix internationaux en dollars (Hua, 1998), les prix internationaux sont également exprimés dans un panier de monnaies :

$$Pr = \widetilde{Pr} * TCER \quad (3.2.4)$$

avec

$$TCER = \prod_{j=1}^p \left(\frac{TCN_i}{TCR_j} * \frac{IPC_j}{IPC_i} \right)^{\vartheta_j} \quad (3.2.5)$$

et

$$\widetilde{Pr} = P\$ * \prod_{j=1}^p \left(\frac{TCN_j}{IPC_j} \right)^{\vartheta_j} \quad (3.2.6)$$

où \widetilde{Pr} est l'indice des prix réels internationaux agrégés exprimés dans un panier de monnaies. Le *TCER* est la moyenne des taux de change nominaux bilatéraux, pondérée par le poids relatif de chacun des dix premiers partenaires commerciaux du pays *i* considéré. Enfin ϑ_j représente la structure moyenne des importations du pays *i* sur la période 1980-1986 (base de données CERDI).

L'instabilité des variables *Pr*, *P\$*, \widetilde{Pr} , *TCR* et *TCER* est mesurée compte tenu des propriétés statistiques des séries. Chaque série individuelle est soumise aux tests standards de racine unitaire. Les tableaux 3.12 et 3.13 présentent les résultats du test de Dickey-Fuller Augmenté appliqué au logarithme des séries en première différence. L'hypothèse de présence d'une racine unitaire est rejetée pour toutes les séries, pour chaque pays de l'échantillon excepté le Zimbabwe. L'instabilité est d'abord mesurée par l'écart-type des séries en première différence. Cette mesure, souvent rencontrée dans la littérature, permet une décomposition de l'instabilité des prix réels en monnaie locale (section 2.3). L'instabilité est également mesurée par le

3.2 Instabilité des prix en dollars versus instabilité des prix en monnaie locale

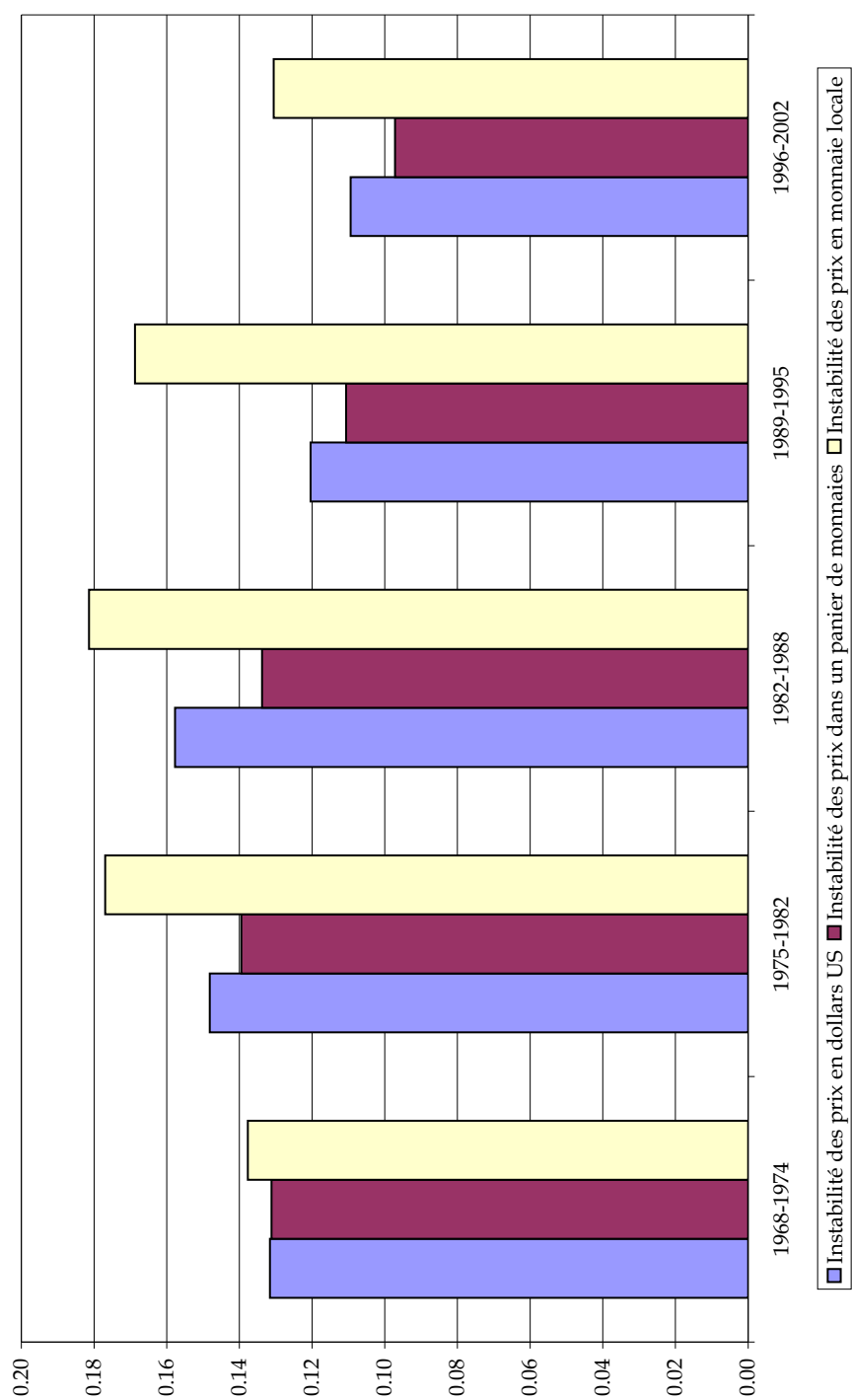
pourcentage d'écart quadratique moyen par rapport à la tendance¹ :

$$Inst(y) = 100 \sqrt{\frac{1}{T} \sum_{t=1}^T \left(\frac{y_t - \hat{y}_t}{\hat{y}_t} \right)^2} \quad (3.2.7)$$

où t désigne l'année et T désigne le nombre d'années sur la période ; y désigne la variable dont l'instabilité est mesurée sur la période et \hat{y} désigne la valeur tendancielle de y sur la période globale (1968-2002). La tendance des séries inclut un élément déterministe et un élément stochastique.

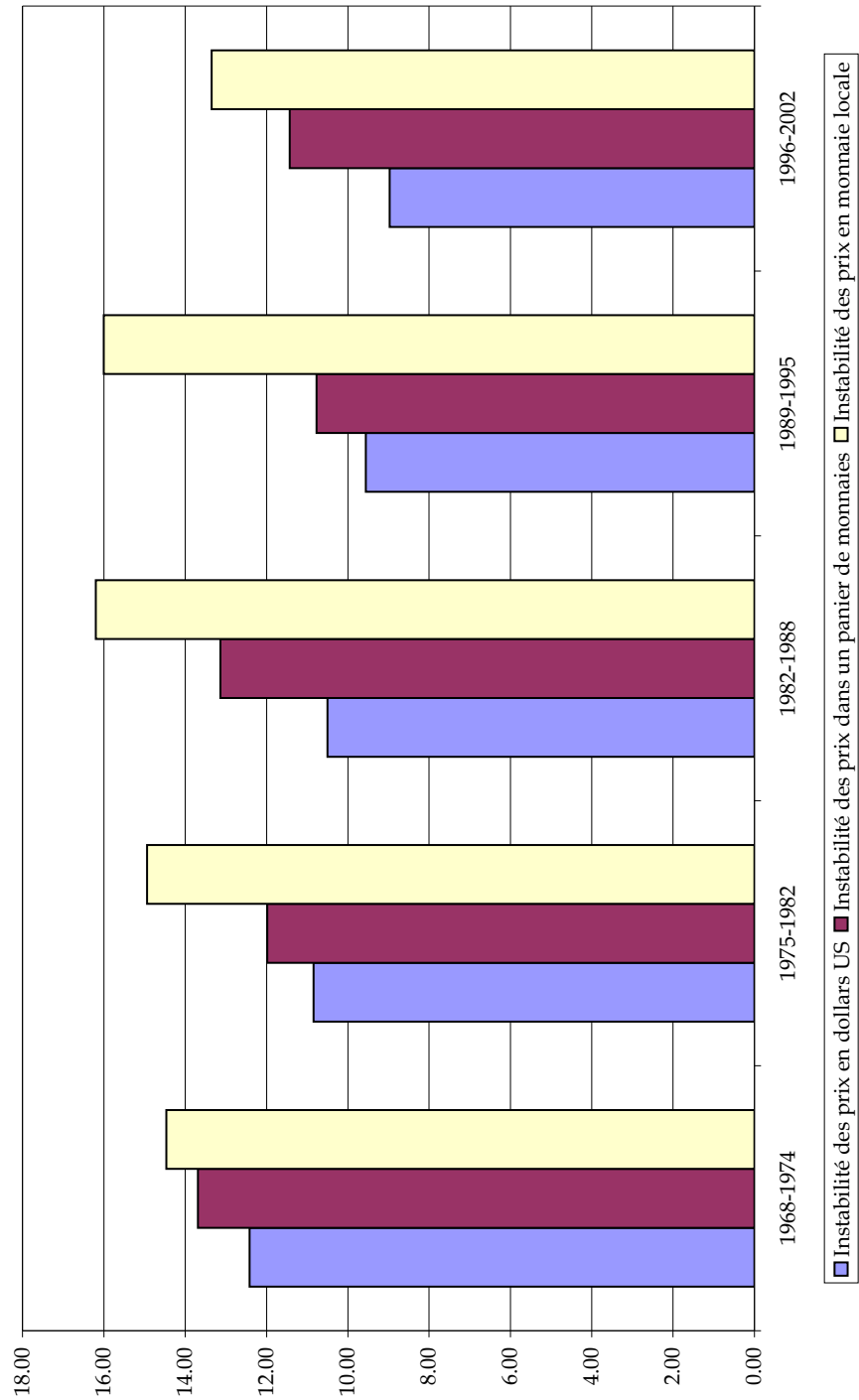
¹De nombreuses autres mesures de l'instabilité reposent sur l'écart entre le prix et sa valeur tendancielle, autrement dit le terme résiduel de l'équation de formation du prix (voir Dehn (2000), Sarris (2000) par exemple).

FIG. 3.1 – Instabilité moyenne des prix réels internationaux (écart-type des séries en première différence)



3.2 Instabilité des prix en dollars versus instabilité des prix en monnaie locale

FIG. 3.2 – Instabilité moyenne des prix réels internationaux (écart du prix par rapport à sa tendance en %)



3.2.2 Comparaison de l'instabilité des indices de prix

La moyenne de l'instabilité pour l'échantillon de pays est représentée graphiquement. L'instabilité des prix en monnaie locale apparaît supérieure à celle des prix exprimés dollars et à celle des prix exprimés dans un panier de monnaies pour chaque sous-période entre 1968 et 2002 (figures 3.1 et 3.2). Un test d'égalité des moyennes est appliqué aux prix en monnaie locale et aux prix en dollars (ou en panier de monnaies), sur chacune des cinq sous-périodes. L'hypothèse nulle est l'égalité des moyennes. Les résultats sont reportés dans les tableaux 3.1 à 3.4. Ils montrent que l'instabilité des prix réels en monnaie locale est significativement supérieure à celle des prix réels internationaux (en dollars et en panier de monnaies) sur la période 1968-2002 et sur chacune des sous-périodes exceptée la première.

3.2.3 Décomposition de l'instabilité des prix réels en monnaie locale

Une décomposition de l'instabilité des prix réels en monnaie locale pour chaque pays de l'échantillon permet de mettre en évidence la contribution de chaque composante. Les variables étant en logarithmes, l'équation (3.2.1) exprimée en première différence devient :

$$\Delta p_r = \Delta p_{r\$} + \Delta tcr \quad (3.2.8)$$

avec

$$\Delta p_r = p_{r(t)} - p_{r(t-1)} \quad (3.2.9)$$

En prenant la variance des premières différences de l'équation (3.2.8), on obtient :

$$Var(\Delta p_r) = Var(\Delta p_{r\$}) + Var(\Delta tcr) + 2Cov(\Delta p_{r\$}, \Delta tcr) \quad (3.2.10)$$

L'instabilité des prix réels en monnaie locale, mesurée par la variance des premières différences, apparaît comme la somme de trois éléments : l'instabilité des prix réels internationaux, l'instabilité du TCR et un élément de covariance qui dépend à la fois des prix réels internationaux et du TCR². Les figures 3.15 à 3.19 donnent le résultat de cette décomposition par pays et par période, en pourcentage de l'instabilité des prix réels en monnaie locale. La composante de covariance n'apparaît pas toujours négative, ce qui signifie que les mouvements du TCR ne sont pas systématiquement inversement corrélés aux mouvements des prix réels internationaux (la corrélation est négative dans 28 à 38 pays selon la période), comme on pourrait l'attendre dans

²A partir de l'équation (3.2.4), une décomposition du même type peut être obtenue permettant de mettre en lumière la contribution du TCER à l'instabilité des prix réels en monnaie locale. Les résultats de cette décomposition sont similaires.

3.2 Instabilité des prix en dollars versus instabilité des prix en monnaie locale

TAB. 3.1 – Test d'égalité des moyennes sur l'instabilité des prix en monnaie locale et en dollars US (Instabilité mesurée par l'écart-type du prix en première différence)

H0 : Moy(Inst. mo.loc.)- Moy(Inst. \$US)=0					
H1 : Moy(Inst. mo.loc.)- Moy(Inst. \$US)>0					
Période	Variable	Nb obs.	Moy	<i>P-value</i>	
1968-2002	Inst. mo.loc.	255	0.19	0.003	***
	Inst. \$US	255	0.12		
1968-1974	Inst. mo.loc.	51	0.13	0.282	
	Inst. \$US	51	0.13		
1975-1981	Inst. mo.loc.	51	0.18	0.007	***
	Inst. \$US	51	0.14		
1982-1988	Inst. mo.loc.	51	0.27	0.067	*
	Inst. \$US	51	0.13		
1989-1995	Inst. mo.loc.	51	0.26	0.055	**
	Inst. \$US	51	0.11		
1996-2002	Inst. mo.loc.	51	0.13	0.004	***
	Inst. \$US	51	0.10		
*** (resp.**,*) : rejet de l'hypothèse nulle au seuil de 1% (resp. 5%, 10%).					

TAB. 3.2 – Test d'égalité des moyennes sur l'instabilité des prix en monnaie locale et en dollars US (Instabilité mesurée par l'écart du prix par rapport à sa valeur tendancielle)

H0 : Moy(Inst. mo.loc.)- Moy(Inst. \$US)=0					
H1 : Moy(Inst. mo.loc.)- Moy(Inst. \$US)>0					
Période	Variable	Nb obs.	Moy	<i>P-value</i>	
1968-2002	Inst. mo.loc.	235	15.90	0.000	***
	Inst. \$US	235	10.26		
1968-1974	Inst. mo.loc.	47	14.34	0.029	**
	Inst. \$US	47	12.09		
1975-1981	Inst. mo.loc.	47	14.86	0.005	***
	Inst. \$US	47	10.54		
1982-1988	Inst. mo.loc.	47	16.17	0.000	***
	Inst. \$US	47	10.21		
1989-1995	Inst. mo.loc.	47	15.96	0.000	***
	Inst. \$US	47	9.33		
1996-2002	Inst. mo.loc.	47	18.18	0.038	**
	Inst. \$US	47	9.11		
*** (resp.**,*) : rejet de l'hypothèse nulle au seuil de 1% (resp. 5%, 10%).					

Le rôle du taux de change réel dans la transmission des prix agricoles internationaux

TAB. 3.3 – Test d'égalité des moyennes sur l'instabilité des prix en monnaie locale et dans un panier de monnaies étrangères (Instabilité mesurée par l'écart-type du prix en première différence)

H0 : Moy(Inst. mo.loc.)- Moy(Inst. panier)=0 H1 : Moy(Inst. mo.loc.)- Moy(Inst. panier)>0					
Période	Variable	Nb obs.	Moy	<i>P-value</i>	
1968-2002	Inst. mo.loc.	250	0.20	0.003	***
	Inst. panier	250	0.13		
1968-1974	Inst. mo.loc.	50	0.14	0.275	
	Inst. panier	50	0.13		
1975-1981	Inst. mo.loc.	50	0.18	0.029	**
	Inst. panier	50	0.15		
1982-1988	Inst. mo.loc.	50	0.27	0.100	*
	Inst. panier	50	0.16		
1989-1995	Inst. mo.loc.	50	0.26	0.072	*
	Inst. panier	50	0.12		
1996-2002	Inst. mo.loc.	50	0.13	0.035	**
	Inst. panier	50	0.11		
*** (resp. **, *) : rejet de l'hypothèse nulle au seuil de 1% (resp. 5%, 10%).					

TAB. 3.4 – Test d'égalité des moyennes sur l'instabilité des prix en monnaie locale et dans un panier de monnaies étrangères (Instabilité mesurée par l'écart du prix par rapport à sa valeur tendancielle)

H0 : Moy(Inst. mo.loc.)- Moy(Inst. panier)=0 H1 : Moy(Inst. mo.loc.)- Moy(Inst. panier)>0					
Période	Variable	Nb obs.	Moy	<i>P-value</i>	
1968-2002	Inst. mo.loc.	230	15.96	0.000	***
	Inst. panier	230	11.82		
1968-1974	Inst. mo.loc.	46	14.43	0.152	
	Inst. panier	46	13.03		
1975-1981	Inst. mo.loc.	46	15.04	0.016	**
	Inst. panier	46	11.42		
1982-1988	Inst. mo.loc.	46	16.23	0.006	***
	Inst. panier	46	12.48		
1989-1995	Inst. mo.loc.	46	15.67	0.003	***
	Inst. panier	46	10.57		
1996-2002	Inst. mo.loc.	46	18.42	0.096	*
	Inst. panier	46	11.63		
*** (resp. **, *) : rejet de l'hypothèse nulle au seuil de 1% (resp. 5%, 10%).					

3.2 Instabilité des prix en dollars versus instabilité des prix en monnaie locale

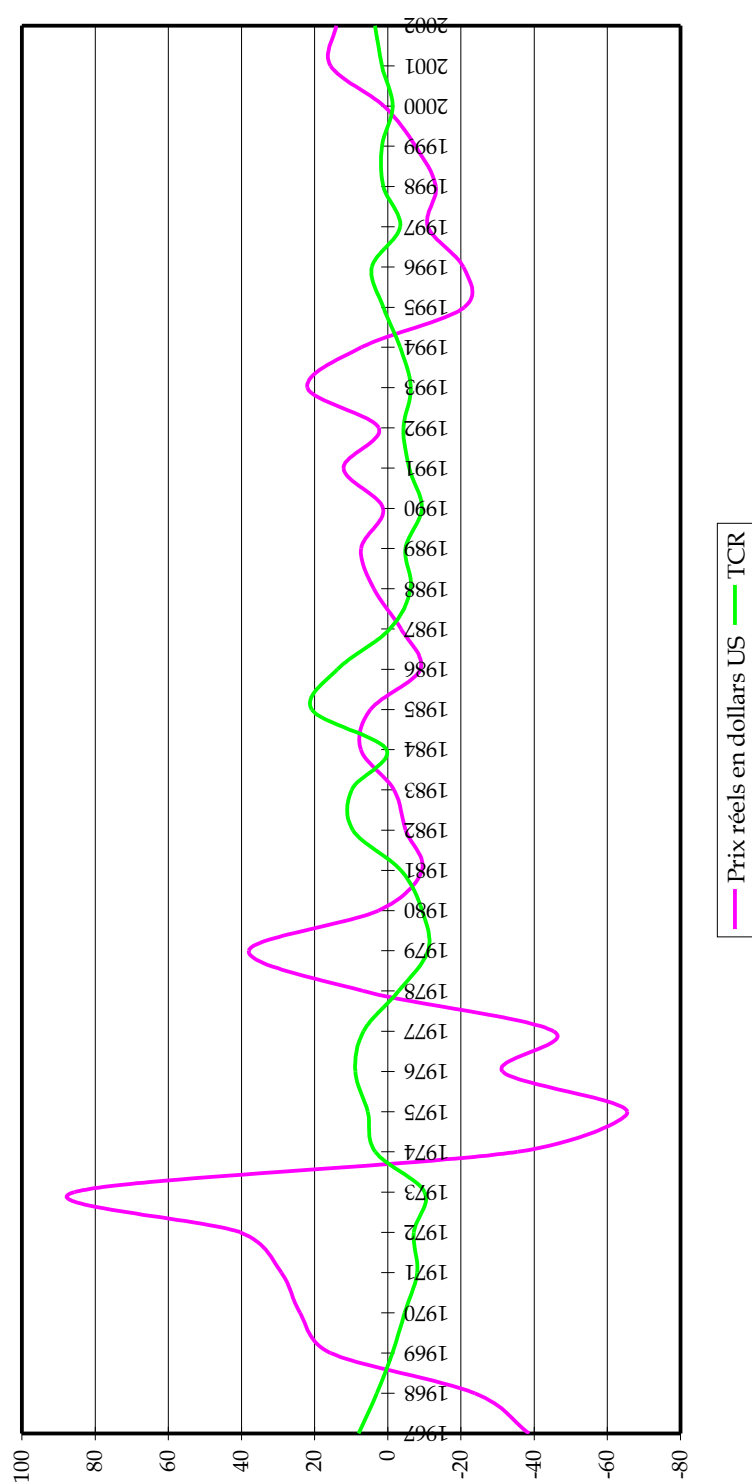
les PED exportateurs de produits agricoles³. Par ailleurs, lorsque la composante de covariance est négative, l'instabilité des prix en monnaie locale reste supérieure à l'instabilité des prix en dollars dans beaucoup de pays (8 pays sur 38 dans la période 1 ; 17 pays sur 31 dans la période 2 ; 24 pays sur 28 dans la période 3 ; 14 pays sur 28 dans la période 4 ; 13 pays sur 32 dans la période 5).

Ainsi, même lorsque le TCR et le prix mondial apparaissent négativement corrélés, le TCR contribue le plus souvent à accroître l'instabilité en monnaie locale. Ce résultat a déjà été souligné par Hazell, Jaramillo, et Williamson (1990) à travers une analyse de variance appliquée aux prix à la production, réalisée à partir de 34 cas pays-produit pour différentes périodes allant du milieu des années 1960 à la fin des années 1980. Les résultats mettent en évidence la contribution variable du TCR à l'instabilité des prix réels à la production : dans 24 cas sur 34, le TCR contribue à l'instabilité des prix à la production principalement à travers la composante de covariance, ce qui signifie qu'il joue le plus souvent un rôle d'atténuateur de chocs. Toutefois, dans les 10 cas restant, le TCR contribue principalement à accroître l'instabilité des prix à la production par sa propre instabilité.

Lorsque la composante de covariance est supérieure (en valeur absolue) à la moitié de la variance du TCR (équation 3.2.10), l'instabilité des prix réels en monnaie locale est plus faible que celle des prix réels en dollars : le TCR joue son rôle d'atténuateur de chocs. La figure 3.3 montre un exemple de corrélation inverse entre le TCR et les prix mondiaux. Lorsque l'instabilité du TCR est indépendante de l'instabilité des prix réels internationaux, comme cela est illustré par l'exemple de Madagascar dans la figure 3.4, l'instabilité du TCR est une source d'instabilité supplémentaire pour les prix réels en monnaie locale.

³Dans notre analyse, le TCR est côté à l'incertain. On attend donc qu'il soit négativement corrélé à l'indice des prix internationaux.

FIG. 3.3 – Botswana : TCR et prix réels internationaux en dollars US (composantes cycliques obtenues par filtre Hodrick-Prescott)



3.2 Instabilité des prix en dollars versus instabilité des prix en monnaie locale

FIG. 3.4 – Madagascar : TCR et prix réels internationaux en dollars US (composantes cycliques obtenues par filtre Hodrick-Prescott)

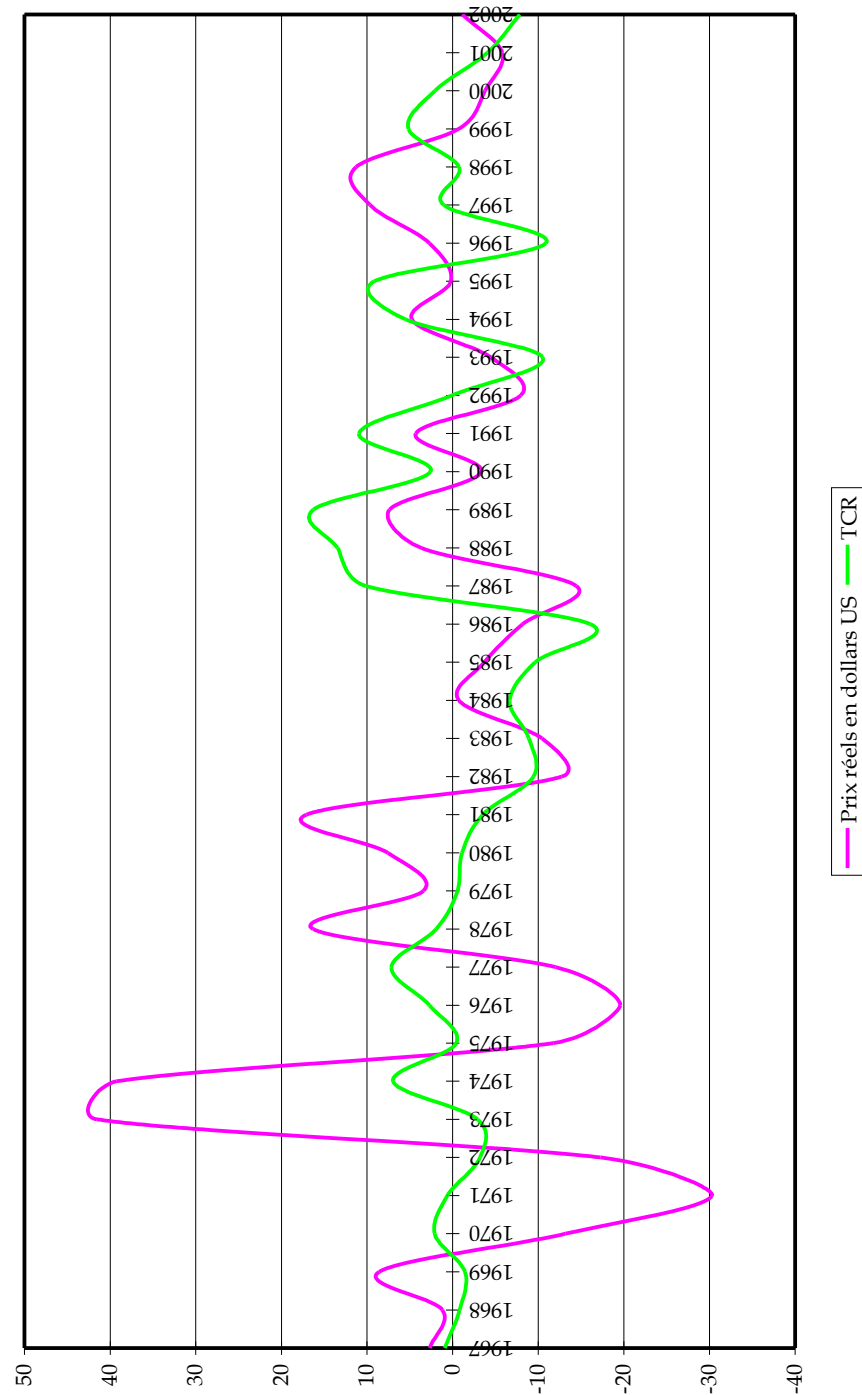
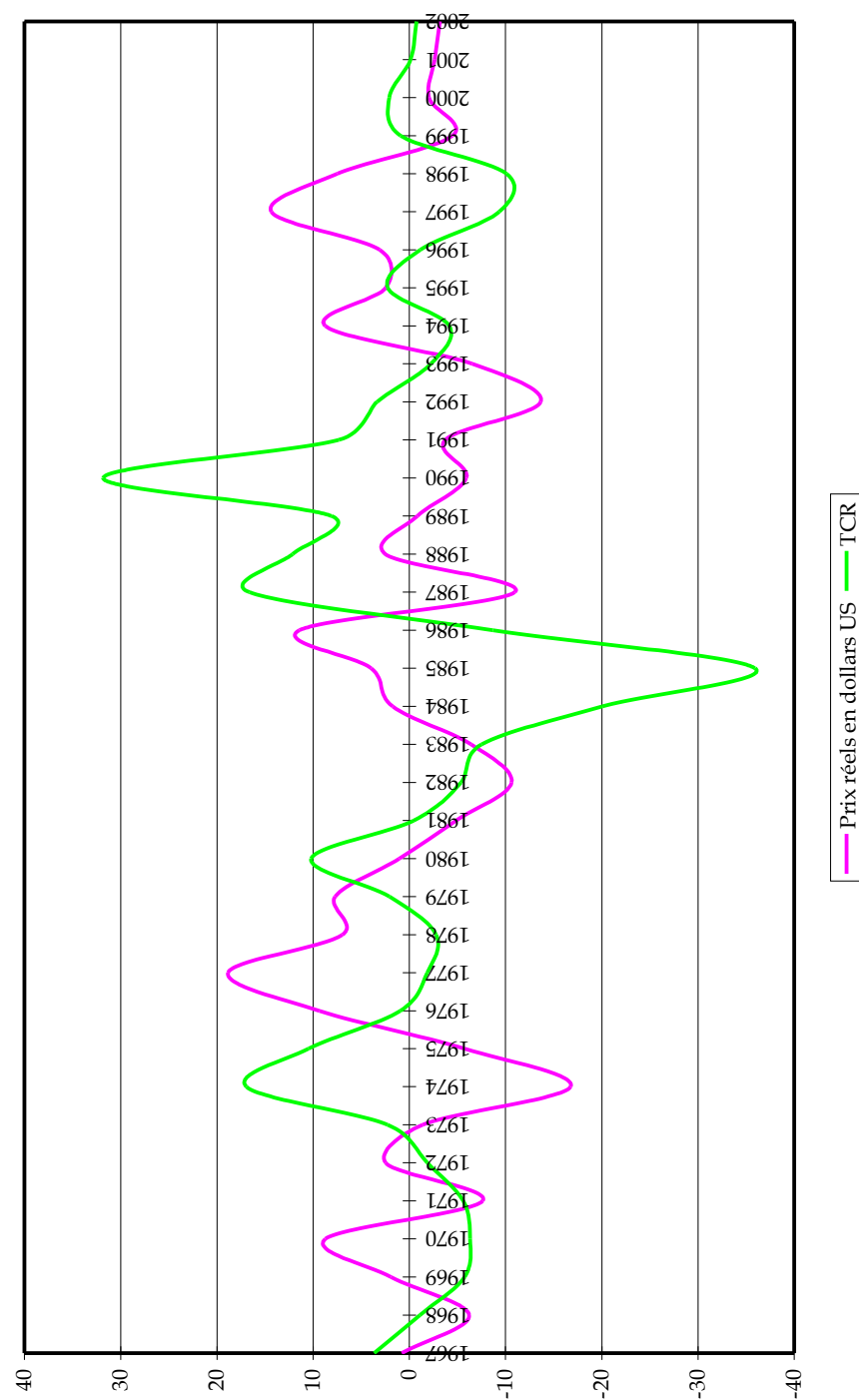


FIG. 3.5 – Guatemala : TCR et prix réels internationaux en dollars US (composantes cycliques obtenues par filtre Hodrick-Prescott)



3.3 La relation entre les prix réels internationaux et le taux de change réel

Enfin, l'instabilité du TCR est également source supplémentaire d'instabilité lorsque les mouvements du TCR sont inversement corrélés à ceux des prix réels internationaux mais que cette corrélation ne suffit pas à contrecarrer la trop forte instabilité du TCR, comme l'illustre l'exemple du Guatemala dans la figure 3.5. La contribution du TCR à l'instabilité des prix en monnaie locale dépend donc de sa réponse aux variations des prix internationaux en dollars.

3.3 La relation entre les prix réels internationaux et le taux de change réel

Dans les pays exportateurs de produits agricoles, le TCR est susceptible de s'ajuster aux mouvements des prix internationaux et tend ainsi à les compenser. Ces mécanismes sont développés dans la littérature économique. Ils reposent sur la réponse attendue du TCR aux mouvements des termes de l'échange. En effet, dans la mesure où les produits primaires représentent une large part des exportations des pays en développement, les mouvements des prix internationaux de ces produits sont très liés aux termes de l'échange. Ainsi, le TCR est susceptible d'être largement déterminé par les mouvements des prix internationaux.

3.3.1 Les mécanismes théoriques dans la relation entre le taux de change et les prix internationaux

Le mécanisme par lequel une hausse des prix réels internationaux peut engendrer une appréciation du TCR sont expliqués par les modèles de *Dutch Disease* (Corden et Neary, 1982). Si une part de l'accroissement du flux de devises consécutif à une hausse des prix à l'exportation est dépensé en biens non-échangeables, alors le TCR est susceptible de s'apprécier. En régime de change flexible, l'ajustement se fait en général par le taux de change nominal. Lorsque les variations des prix internationaux sont à l'origine d'un déséquilibre des comptes courants, les variations du taux de change nominal tendent automatiquement à créer un nouvel équilibre. Ainsi, lorsque la balance courante devient excédentaire à la suite d'une hausse du prix international des exportations, la demande en devises devient déficitaire et la monnaie nationale s'apprécie. Ce mouvement du taux de change nominal a pour effet de réduire les prix en monnaie nationale, ce qui tend à décourager les exportations et à encourager les importations. Ceci crée un nouvel équilibre de la balance courante et sur le marché des devises.

En régime de change peu flexible, l'appréciation du TCR passe par les prix domestiques. La hausse des prix à l'exportation entraîne une hausse du revenu à l'intérieur du pays. Cette hausse du revenu se traduit par une hausse des dépenses

en biens échangeables et non-échangeables. Le prix des biens non-échangeables étant déterminé uniquement par le marché intérieur, il s'accroît plus rapidement que le prix des biens échangeables (autres que les produits agricoles) et le TCR s'apprécie. Le modèle développé par Neary (1988) permet de retrouver ce résultat.

Dans les pays exportateurs de produits agricoles, le TCR (ou le TCER) est susceptible de s'ajuster aux variations des prix internationaux⁴ et la corrélation entre ces deux variables est supposée suffisamment forte pour que l'instabilité des prix réels en monnaie locale soit plus faible que l'instabilité des prix réels internationaux. Toutefois, le TCR (ou le TCER) et les prix internationaux peuvent être faiblement liés si le TCR est déterminé par d'autres facteurs majeurs, ou si le TCR ne s'ajuste pas à toutes les variations de prix. En effet, dans les régimes de change peu flexibles du type qui caractérisent les pays de notre échantillon⁵, une baisse des prix internationaux n'entraîne pas nécessairement une dépréciation du TCR d'ampleur comparable à l'appréciation consécutive à une hausse. Certains auteurs ont souligné qu'en régime de change fixe, une chute des prix à l'exportation ne suffisait en général pas à mettre en oeuvre une dépréciation réelle suffisante pour accroître la compétitivité, en raison notamment des rigidités de prix internes (Guillaumont, Guillaumont-Jeanneney, Chauvet, et Savoye, 2003). En effet, de nombreux modèles reposent sur l'existence de rigidités à la baisse des salaires nominaux (Akerlof, Dickens, et Perry, 1996). Bien que les analyses empiriques de ce phénomène soient presque entièrement consacrées aux pays développés, il est raisonnable de penser qu'il opère aussi dans les pays en développement (Castellanos, Garcia-Verdu, et Kaplan, 2004). En outre, la déflation nécessaire à la dépréciation *réelle* du TCER ou du TCR est encore moins probable dans les pays où le *Dutch Disease* a conduit à des investissements publics irréversibles (Combes, 1993).

3.3.2 La littérature empirique sur la relation entre les prix internationaux et les taux de change

De nombreux travaux analysent les déterminants du TCR. Celui-ci dépend théoriquement de plusieurs facteurs réels (termes de l'échange, transferts internationaux, taux d'intérêts réels internationaux, politiques commerciales, dépenses gouvernementales, progrès technique) et monétaires (offre de monnaie, déficit budgétaire). Mais dans les analyses consacrées aux pays en développement, les termes de l'échange apparaissent le plus souvent comme un déterminant prépondérant (De Gregorio et Wolf, 1994; Chinn et Johnson, 1996; Montiel, 1997; Drine et Rault, 2005). Dans

⁴Les modèles de détermination du taux de change supposent que ce dernier est fonction des prix internationaux tandis que les modèles de *pass-through* qui étudient les comportements stratégiques de type *pricing-to-market* supposent que le rapport causal est en sens inverse.

⁵D'après la classification récente de Reinhart et Rogoff (2004), l'immense majorité des pays de notre échantillon est caractérisée par un régime de change peu flexible.

3.3 La relation entre les prix réels internationaux et le taux de change réel

ce type de travaux, l'hypothèse testée est celle d'un effet de *Dutch Disease*. En revanche, peu d'auteurs ont analysé le lien spécifique entre les prix réels internationaux des produits de base et le TCR. Edwards (1985) a estimé indirectement la relation entre le prix international du café et le TCR en Colombie sur la période 1952-1980. Le modèle repose sur trois équations exprimant respectivement la création de monnaie, l'inflation et l'ajustement du taux de change nominal. Les deux derniers éléments, avec le taux d'inflation à l'étranger, déterminent l'évolution du TCR dans le temps⁶. Le modèle inclut ainsi l'effet de dépenses lié à un boom des exportations (effet de *Dutch Disease*) et l'effet monétaire puisqu'une hausse du prix mondial du café affecte aussi à court terme la création de monnaie. Les résultats montrent qu'une hausse du prix mondial du café entraîne une hausse du taux de croissance de la monnaie et une hausse du taux d'inflation. Par ailleurs, le taux d'ajustement du taux de change nominal par les autorités apparaît négativement corrélé au prix mondial : une hausse du prix mondial entraîne une baisse du taux de dévaluation⁷. Plus récemment, Chen et Rogoff (2003) ont étudié l'influence du prix international des produits primaires d'exportation sur les TCR de trois pays de l'OCDE ayant adopté un régime de change flottant : l'Australie (entre 1984 et 2001), la Nouvelle-Zélande (entre 1986 et 2001) et le Canada (entre 1963 et 2001). Leurs résultats montrent que le prix réel des produits de base (exprimé en dollars US) influence fortement le TCR en Nouvelle-Zélande et en Australie : l'élasticité estimée est comprise entre 0.5 et 1. Pour le Canada, la relation apparaît moins robuste.

Cashin, Céspedes, et Sahay (2004) ont analysé la relation de long terme entre le TCR et les prix internationaux sur la période 1980-2002 pour un groupe de pays en développement exportateurs de produits de base. Au contraire des études précédentes, les résultats de leurs tests ne permettent pas de rejeter l'hypothèse de non-cointégration pour la majorité des pays de l'échantillon. Le TCR n'apparaît donc pas toujours déterminé par les prix internationaux, ce qui peut expliquer qu'il ne s'ajuste pas ou peu aux chocs de prix internationaux. L'analyse qui suit peut être vue comme un prolongement de l'étude de Cashin, Céspedes, et Sahay (2004) puisqu'elle permet de tester l'hypothèse d'une relation de cointégration *asymétrique* entre le TCR et les prix agricoles internationaux. Selon cette hypothèse, le TCR

⁶Dans le modèle de Edwards (1985), les mouvements du TCR sont modélisés par l'équation suivante :

$$\widehat{e}_t = \widehat{E}_t - \widehat{P}_t + \widehat{PT}_t^*$$

où \widehat{e}_t représente le taux de croissance (en %) du TCR, \widehat{E}_t représente le taux de croissance du taux de change nominal, \widehat{P}_t représente le taux d'inflation domestique et \widehat{PT}_t^* représente le taux de croissance du prix des échangeables (hors prix du café) à l'étranger.

⁷En régime de change flexible, l'ajustement du TCN aux termes de l'échange est mécanique. En Colombie, le TCN est régi par un régime de *crawling peg* à partir de 1967. Edwards (1985) souligne que le taux de dévaluation du TCN choisi par les autorités était néanmoins fortement influencé par le prix mondial du café, ce que corroborent les résultats de l'estimation de l'équation du TCN.

s'ajuste plus aux hausses de prix qu'aux baisses.

3.4 Méthodologie

La théorie de la cointégration a récemment été enrichie par de nombreux travaux visant à introduire différents types de non-linéarités dans la relation de cointégration. Enders et Siklos (2001), entre autres, ont développé un modèle où le terme de correction d'erreur est défini par un processus auto-régressif avec seuil. Dans ce type de modèle, la vitesse d'ajustement de la variable de gauche dépend de la nature de la déviation par rapport à l'équilibre (selon que la variable est au dessus ou au dessous de l'équilibre augmenté du seuil). Des effets d'asymétrie peuvent ainsi être mis en évidence. L'approche proposée par Schorderet (2004) ne repose pas sur la modélisation du terme à correction d'erreur mais introduit également la notion d'asymétrie dans la relation de cointégration. Dans ce modèle, ce n'est pas la vitesse d'ajustement qui est asymétrique, mais la transmission de long terme elle-même. Ainsi, la relation de cointégration asymétrique est définie par l'existence d'une combinaison linéaire stationnaire des composantes *positives* et *négatives* de deux séries, elles-mêmes non linéairement cointégrées.

La méthode consiste à décomposer une série temporelle en sommes d'éléments positifs et négatifs. Une série temporelle notée X_t est décomposée comme suit :

$$X_t = X_0 + X_t^+ + X_t^- \quad (3.4.1)$$

avec

$$X_t^+ = \sum_{i=0}^{t-1} 1\{\Delta X_{t-i} > 0\} \Delta X_{t-i} \quad (3.4.2)$$

et

$$X_t^- = \sum_{i=0}^{t-1} 1\{\Delta X_{t-i} < 0\} \Delta X_{t-i} \quad (3.4.3)$$

où X_0 est la valeur initiale du processus et $1\{.\}$ est une fonction qui prend la valeur 1 si le contenu entre accolades se réalise et 0 sinon.

Considérons alors deux séries temporelles X_t et Y_t non linéairement cointégrées. Il existe une relation de cointégration asymétrique entre ces variables s'il existe un vecteur $\beta' = (\beta_0, \beta_1, \beta_2, \beta_3)$, $\beta \neq 0$, tel que Z_t suit un processus stationnaire, Z_t étant défini par :

$$Z_t = \beta_0 X_t^+ + \beta_1 X_t^- + \beta_2 Y_t^+ + \beta_3 Y_t^- \quad (3.4.4)$$

Par la suite, supposons qu'une seule composante de chaque série apparaît dans la

3.5 Résultats

relation de cointégration précédente, on obtient :

$$X_t^+ = \alpha_1 Y_t^+ + Z_{1,t} \quad (3.4.5)$$

ou

$$X_t^- = \alpha_2 Y_t^- + Z_{2,t} \quad (3.4.6)$$

L'estimation par les moindres carrés ordinaires (MCO) de ces équations étant biaisée, Schorderet (2004) recommande l'estimation par les MCO des modèles auxiliaires suivants⁸ :

$$X_t^+ + \Delta X_t^- = \alpha_1 Y_t^+ + \epsilon_{1,t} \quad (3.4.7)$$

et

$$X_t^- + \Delta X_t^+ = \alpha_2 Y_t^- + \epsilon_{2,t} \quad (3.4.8)$$

Appliqué au TCER et à l'indice des prix réels internationaux, le modèle s'écrit :

$$TCER^+ + \Delta TCER_t^- = c_1 + \alpha_1 P\$r_t^+ + \epsilon_{1,t} \quad (3.4.9)$$

et

$$TCER_t^- + \Delta TCER_t^+ = c_2 + \alpha_2 P\$r_t^- + \epsilon_{2,t} \quad (3.4.10)$$

La procédure standard de Engle et Granger (1987) appliquée à ces modèles permet alors de déterminer s'il existe une relation de cointégration entre le TCER et l'indice des prix réels internationaux lorsque ce dernier augmente d'une part et lorsqu'il diminue d'autre part.

3.5 Résultats

La première étape de l'analyse consiste à tester les propriétés statistiques des séries. Par la suite, le test de cointégration asymétrique est appliqué à la relation entre l'indice des prix réels internationaux et le TCER pour chaque pays de l'échantillon.

3.5.1 Tests de racine unitaire et tests de cointégration standard

Chaque série de prix internationaux et de TCER (en logarithmes) est soumise au test standard de racine unitaire (tableau 3.14). Pour 29 pays de l'échantillon, l'hypothèse de non-stationnarité ne peut être rejetée pour le TCER ni pour l'indice des prix agrégés. Pour chacun de ces pays l'hypothèse de cointégration standard entre les deux séries est d'abord testée. Le test ADF recommandé par Engle et Granger (1987) est appliqué à chaque pays. L'hypothèse nulle est la non-cointégration. Pour

⁸Schorderet (2004) passe de l'équation (3.4.5) à l'équation (3.4.7) en définissant $Z_{1,t}$ comme le résultat d'un bruit $\epsilon_{1,t}$ tel que $Z_{1,t} = \max(Z_{1,t-1} - \alpha_1 \Delta Y_t^+; \epsilon_{1,t})$ pour $t = 1, \dots, T$ et en montrant que sous certaines conditions $\Delta X_t^- = \epsilon_{1,t} - Z_{1,t}$ pour $t = 1, \dots, T$.

chaque pays, le nombre de retards introduits dans le modèle est déterminé par la minimisation du critère d'information de Schwarz. Les résultats sont reportés dans le tableau 3.5. Dans la grande majorité des cas et conformément aux résultats de Cashin, Céspedes, et Sahay (2004), l'hypothèse nulle n'est pas rejetée, ce qui ne permet pas de conclure à l'existence d'une relation de cointégration de type standard entre le TCER et les prix internationaux.

TAB. 3.5 – Test de cointégration (modèle standard) sur la période 1968-2002

	ADF		ADF
Argentine	-2.922	Kenya	-2.705
Burundi	-0.869	St. Lucie	-3.232
Bangladesh	-0.869	Lesotho	-1.404
Brésil	-2.22	Madagascar	-1.860
Barbade	-2.205	Myanmar	-0.630
Botswana	-2.302	Maurice	-2.793
Côte d'Ivoire	-2.178	Niger	-1.697
Colombie	-2.802	Philippines	-3.460*
Costa Rica	-3.838**	Paraguay	-1.414
Dominique	-2.675	Rwanda	-1.795
Fiji	-1.172	Salvador	-3.141
Guatemala	-2.408	Swaziland	-1.396
Guyana	-1.907	Uruguay	-2.504
Honduras	-2.286	St. Vincent	-2.809
Inde	-1.828		
*** (resp. **, *) : rejet de l'hypothèse nulle au seuil de 1% (resp. 5%, 10%).			

3.5.2 Tests de cointégration asymétrique

Les modèles auxiliaires (3.4.9) et (3.4.10) sont estimés conformément à la procédure développée par Schorderet (2004). La stationnarité des résidus est à nouveau testée selon la méthode de Engle et Granger (1987). Les résultats sont reportés dans les tableaux 3.6 et 3.7. Les résultats de l'estimation de l'équation (3.4.9) qui modélise la réponse du TCER aux variations *positives* des prix agricoles internationaux rejettent l'hypothèse de non-cointégration dans 12 pays, conformément aux prédictions théoriques des modèles de *Dutch Disease* (tableau 3.6). Les élasticités estimées pour ces 12 pays sont reportées dans le tableau 3.8. Elles apparaissent relativement élevées dans la majorité des pays. En revanche, les résultats de l'estimation de l'équation (3.4.10) qui modélise la réponse du TCER aux variations *néglatives* des prix ne rejettent l'hypothèse de non-cointégration que dans 2 pays (tableau 3.7). Le TCER apparaît ainsi faiblement corrélé aux prix internationaux. Dans presque la moitié

3.6 Conclusion

des cas, le TCER semble s'ajuster aux hausses des prix, mais dans presque tous les cas, il ne semble pas s'ajuster aux baisses.

TAB. 3.6 – Test de cointégration entre les composantes positives des variables (Equation 3.4.9)

	ADF		ADF
Argentine	-3.098	Kenya	-2.971
Burundi	-1.866	St. Lucie	-2.224
Bangladesh	-3.002	Lesotho	-3.657*
Brésil	-4.973***	Madagascar	-2.467
Barbade	-2.700	Myanmar	-0.347
Botswana	-2.915	Maurice	-2.653
Côte d'Ivoire	-5.404***	Niger	-3.883**
Colombie	-3.186	Philippines	-7.936***
Costa Rica	-4.115**	Paraguay	-3.751*
Dominique	-1.455	Rwanda	-2.952
Fiji	-2.880	Salvador	-3.458*
Guatemala	-4.777***	Swaziland	-3.785**
Guyana	-3.692*	Uruguay	-3.084
Honduras	-4.951***	St. Vincent	-1.858
Inde	-2.607		

*** (resp. **, *) : rejet de l'hypothèse nulle au seuil de 1% (resp. 5%, 10%).

3.6 Conclusion

Dans les pays où les produits agricoles représentent une part importante des exportations, le TCR est supposé s'ajuster aux variations des prix internationaux. Cependant, dans nombre de ces PED, l'instabilité des prix internationaux exprimés en monnaie locale apparaît *plus élevée* que l'instabilité des prix internationaux exprimés en dollars US ou dans un panier de monnaies étrangères. De fait, les rares travaux empiriques qui analysent la relation entre le TCR et les prix internationaux ne mettent pas en évidence de relation robuste dans la majorité de ces pays. Cette analyse apporte certains éléments de réponse à la question de l'ajustement du TCR aux mouvements des prix internationaux. Elle montre que certaines composantes des TCR et des prix internationaux peuvent s'avérer cointégrées, alors que les TCR et les prix eux-mêmes le plus souvent ne le sont pas. En effet, les résultats des tests de cointégration asymétrique développés par Schorderet (2004) mettent en évidence une relation de cointégration entre les composantes *positives* des séries dans plusieurs PED, mais presque jamais de relation de cointégration entre les composantes *négatives* de ces mêmes séries. Le TCER apparaît ainsi faiblement déterminé par les

TAB. 3.7 – Test de cointégration entre les composantes négatives des variables (Equation 3.4.10)

	ADF		ADF
Argentine	-3.647*	Kenya	-1.365
Burundi	-2.472	St. Lucie	-2.122
Bangladesh	-3.052	Lesotho	-2.471
Brésil	-1.381	Madagascar	-2.245
Barbade	-1.776	Myanmar	-1.668
Botswana	-1.806	Maurice	-2.058
Côte d'Ivoire	-2.154	Niger	-1.798
Colombie	-1.914	Philippines	-3.419*
Costa Rica	-2.016	Paraguay	-1.675
Dominique	-2.581	Rwanda	-1.754
Fiji	-1.694	Salvador	-3.235
Guatemala	-2.323	Swaziland	-1.733
Guyana	-2.310	Uruguay	-2.696
Honduras	-2.362	St. Vincent	-2.082
Inde	-1.511		

*** (resp. **, *) : rejet de l'hypothèse nulle
au seuil de 1% (resp. 5%, 10%).

TAB. 3.8 – Relation asymétrique de long-terme (Equation 3.4.9)

	α_1	c_1
Brésil	-1.69***	-0.28***
Côte d'Ivoire	-0.43***	-0.15**
Costa Rica	-0.75***	-0.13***
Guatemala	-1.05***	-0.22***
Guyana	-0.95***	-0.20**
Honduras	-0.75***	-0.17***
Lesotho	-0.48***	-0.11*
Niger	-0.33***	0.09**
Philippines	-0.99***	-0.09***
Paraguay	-1.36***	-0.27***
Salvador	-1.32***	-0.36***
Swaziland	-0.91***	-0.09***

*** (resp. **, *) : rejet de l'hypothèse nulle
au seuil de 1% (resp. 5%, 10%).

3.6 Conclusion

prix internationaux, soit parce qu'il n'est pas du tout corrélé aux prix internationaux, soit parce qu'il l'est seulement dans les périodes de hausses des prix mondiaux. Plusieurs travaux s'attachent à montrer que la volatilité croissante des TCR a un impact négatif sur le commerce et la croissance. Ici, un inconvénient supplémentaire de cette instabilité est mis en lumière : lorsqu'elle n'est pas une réponse à l'instabilité des prix réels internationaux, l'instabilité du taux de change réel devient une source supplémentaire d'instabilité pour les prix à la production exprimés en monnaie locale.

**Le rôle du taux de change réel dans la transmission des prix agricoles
internationaux**

TAB. 3.9 – Echantillon

Pays	Type de produits agricoles
Argentine	alimentaire
Bangladesh	non-alimentaire
Barbade	alimentaire
Belize	alimentaire
Benin	non-alimentaire
Botswana	alimentaire
Brésil	alimentaire
Burkina Faso	non-alimentaire
Burundi	alimentaire
Colombie	alimentaire
Costa Rica	alimentaire
Côte d'Ivoire	alimentaire
Dominique	alimentaire
Fiji	alimentaire
Gambie	alimentaire
Guatemala	alimentaire
Guyana	alimentaire
Haiti	alimentaire
Honduras	alimentaire
Iles Salomon	non-alimentaire
Inde	alimentaire
Kenya	alimentaire
Lesotho	non-alimentaire
Libéria	non-alimentaire
Madagascar	alimentaire
Malawi	non-alimentaire
Mali	non-alimentaire
Maurice	alimentaire
Myanmar	non-alimentaire
Népal	alimentaire
Niger	non-alimentaire
Pakistan	non-alimentaire
Panama	alimentaire
Paraguay	alimentaire
Philippines	alimentaire
République Centrafricaine	alimentaire
Rwanda	alimentaire
Salvador	alimentaire
Samoa	alimentaire
Sénégal	alimentaire
Soudan	non-alimentaire
Sri Lanka	alimentaire
St Lucie	alimentaire
St Vincent	alimentaire
Swaziland	alimentaire
Tchad	non-alimentaire
Thaïlande	alimentaire
Turquie	non-alimentaire
Uruguay	alimentaire
Zimbabwe	alimentaire

TAB. 3.10 – Sources des données de prix internationaux

Produits alimentaires		
BANANAS LAT/AMER.US.P.	IFS 24876U.DZF	Latin America (US Ports)
BEEF ALL ORIG.US PORTS	IFS 19376KBDZF	Australia-NZ (US Ports)
CACAO NY & LONDON-3FUTURE MONTH	IFS 65276R.DZFM44	New York and London
COCONUT OIL PHILIPP. NY	IFS 56676AIDZF	Philippines (New York)
COFFEE OTHER MILDS (NEW YORK)	IFS 38676EBDZF	Other Milds (New York)
GROUNDNUT OIL CIF EUROPE	IFS 69476BIDZF	Any Origin (Europe)
GROUNDNUTS NIGERIA/LONDON	IFS 69476BHDZF	Nigeria (London)
LAMB N.ZEALAND (LONDON)	IFS 19676PFDZF	New Zealand (London)
MAIZE US(GULF PORTS)	IFS 11176J.DZFM17	United States (US Gulf Pts)
PALM KERNEL OIL	CNUCED	Malaysia, CIF Rotterdam
PALM OIL MALAYSIA (U.K.)	IFS 54876DGDZF	Malaysia (N.W.Europe)
RICE THAILAND (BANGKOK)	IFS 57876N.DZFM81	Thailand (Bangkok)
SORGHUM U.S.(ROTTERDAM)	IFS 11176TRDZF	US (US Gulf Ports)
SOYBEAN OIL US(ROT'DAM)	IFS 11176JIDZF	All Origins (Dutch Ports)
SOYBEANS US(ROTTERDAM)	IFS 11176JFDZF	United States (Rotterdam)
SUGAR EEC IMPORT PR.	IFS 11276I.DZF	EU Import Price
TEA AVERAGE AUCTION (LONDON)	IFS 11276S.DZF	Average Auction (London)
WHEAT U.S.GULF PORTS	IFS 11176D.DZF	US (US Gulf Pts)
Produits non-alimentaires		
COTTON US LIVERPOOL	IFS 11176F.DZFM40	Liverpool Index
JUTE BANGLADESH(CHITT-CHAL)	IFS 51376X.DZF...	Bangladesh (Chittta.-Chalna)
LINSEED OIL (ANY ORIGIN)	IFS 00176NIDZF...	Any Origin
RUBBER MALAYSIA(SINGAPORE)	IFS 54876L.DZF...	Malaysia (Singapore)
SISAL E.AFR UG LONDON	IFS 63976MLDZF...	East Africa (Europe)
TOBACCO	CNUCED	unmanufactured, US iuv
WOOL AUSTRALIA-N.ZEAL(UK)50S	IFS 11276HDDZF...	Australia-NZ(UK) 48's

TAB. 3.11 – Source des données de production

Produits alimentaires	
BANANAS	code FAO 486
BEEF and BUFFALO MEAT	code FAO 1806
COCOA BEANS	code FAO 661
COCONUTS	code FAO 249
COFFEE, GREEN	code FAO 656
OIL OF GROUNDNUTS	code FAO 244
GROUNDNUTS in SHELL	code FAO 242
PALM KERNELS	code FAO 256
MUTTON and LAMB	code FAO 977
MAIZE	code FAO 56
OIL OF PALM	code FAO 257
RICE, PADDY	code FAO 27
SORGHUM	code FAO 83
OIL OF SOYBEANS	code FAO 238
SOYBEANS	code FAO 236
SUGAR	code FAO 162
TEA	code FAO 667
WHEAT	code FAO 15
Produits non-alimentaires	
SEED COTTON	code FAO 328
JUTE	code FAO 780
OIL OF LINSEED	code FAO 334
NATURAL RUBBER	code FAO 836
SISAL	code FAO 789
TOBACCO LEAVES	code FAO 826
WOOL GREASY	code FAO 987

3.6 Conclusion

TAB. 3.12 – Test de racine unitaire (ADF)

	Séries en première différence			
	<i>TCR</i> (log)		<i>P\$r</i> (log)	<i>Pr</i> (log)
Argentine	-5.326***	(1)	-2.209**	(1)
Bangladesh	-3.783***	(1)	-4.486***	(1)
Barbade	-4.432***	(1)	-7.488***	(1)
Belize	-5.194***	(1)	-7.780***	(1)
Benin	-6.980***	(1)	-7.529***	(1)
Botswana	-4.796***	(1)	-5.486***	(1)
Brésil	-7.904***	(1)	-6.098***	(1)
Burkina Faso	-7.282***	(1)	-7.534***	(1)
Burundi	-5.343***	(1)	-6.69***	(1)
Colombie	-3.445***	(1)	-6.457***	(1)
Costa Rica	-5.624***	(1)	-7.212***	(1)
Côte d'Ivoire	-6.104***	(1)	-4.652***	(1)
Dominique	-5.881***	(1)	-6.231***	(1)
Fiji	-6.703***	(1)	-7.253***	(1)
Gambie	-6.790***	(1)	-7.837***	(1)
Guatemala	-4.883***	(1)	-7.008***	(1)
Guyana	-6.404***	(1)	-4.901***	(1)
Haïti	-3.954***	(1)	-7.350***	(1)
Honduras	-5.270***	(1)	-6.992***	(1)
Iles Salomon	-7.708***	(1)	-4.816***	(1)
Inde	-3.433***	(1)	-5.284***	(1)
Kenya	-6.979***	(1)	-5.816***	(1)
Lesotho	-5.210***	(1)	-4.956***	(1)
Libéria	-6.105***	(1)	-5.664***	(1)
Madagascar	-6.375***	(1)	-5.412***	(1)
Malawi	-6.280***	(1)	-4.512***	(1)
Mali	-7.457***	(1)	-7.528***	(1)
Maurice	-5.207***	(1)	-7.627***	(1)
Myanmar	-4.600***	(1)	-6.127***	(1)
Népal	-5.831***	(1)	-4.535***	(1)
Niger	-6.727***	(1)	-7.367***	(1)
Pakistan	-4.820***	(1)	-7.543***	(1)
Panama	-3.575***	(1)	-6.372***	(1)
Paraguay	-7.036***	(1)	-5.918***	(1)
Philippines	-4.371***	(1)	-5.177***	(1)
République Centrafricaine	-6.329***	(1)	-7.004***	(1)
Rwanda	-5.150***	(1)	-6.558***	(1)
Salvador	-5.397***	(1)	-6.422***	(1)
Samoa	-6.552***	(1)	-5.034***	(1)
Sénégal	-7.000***	(1)	-7.646***	(1)
Soudan	-6.780***	(1)	-7.474***	(1)
Sri Lanka	-3.960***	(1)	-5.387***	(1)
St. Lucie	-4.431***	(1)	-6.158***	(1)
St. Vincent	-4.377***	(1)	-6.265***	(1)
Swaziland	-5.366***	(1)	-7.506***	(1)
Tchad	-6.853***	(1)	-7.528***	(1)
Thaïlande	-5.528***	(1)	-4.901***	(1)
Turquie	-5.999***	(1)	-7.605***	(1)
Uruguay	-4.595***	(1)	-5.573***	(1)
Zimbabwe	-0.876	(1)	-6.281***	(1)

(1) : modèle sans constante ni trend déterministe.

(2) : modèle avec constante uniquement.

(3) : modèle avec constante et trend déterministe.

*** (resp. **, *) : rejet de l'hypothèse nulle au seuil de 1% (resp. 5%, 10%).

Le rôle du taux de change réel dans la transmission des prix agricoles internationaux

TAB. 3.13 – Test de racine unitaire (ADF) - *suite*

	Séries en première différence			
	$TCER$ (log)		\widehat{Pr} (log)	
Argentine	-5.600***	(1)	-5.329**	(1)
Bangladesh	-4.576***	(1)	-5.490***	(2)
Barbade	-3.527***	(1)	-3.651***	(1)
Belize	-5.837***	(1)	-5.163***	(1)
Benin	-6.466***	(1)	-7.125***	(1)
Botswana	-5.363***	(1)	-5.820***	(1)
Brésil	-5.322***	(1)	-5.019***	(1)
Burkina Faso	-7.198***	(1)	-7.037***	(1)
Burundi	-4.411***	(1)	-5.409***	(1)
République Centrafricaine	-6.453***	(1)	-6.935***	(1)
Colombie	-3.107***	(1)	-5.420***	(1)
Costa Rica	-6.545***	(1)	-6.072***	(1)
Côte d'Ivoire	-6.412***	(1)	-5.248***	(1)
Dominique	-4.571***	(1)	-5.463***	(1)
El Salvador	-6.278***	(1)	-5.735***	(1)
Fiji	-4.001***	(1)	-2.914***	(1)
Gambie	-5.234***	(1)	-7.455***	(1)
Guatemala	-5.102***	(1)	-5.593***	(1)
Guyana	-6.066***	(1)	-4.024***	(1)
Haïti	-4.192***	(1)	-5.800***	(1)
Honduras	-5.852***	(1)	-6.019***	(1)
Iles Salomon	-3.664***	(1)	-5.354***	(1)
Inde	-3.318***	(1)	-4.777***	(1)
Kenya	-6.240***	(1)	-4.942***	(1)
Lesotho	-5.0.80***	(1)	-4.515***	(1)
Libéria	-5.151***	(1)	-5.543***	(1)
Madagascar	-4.375***	(1)	-5.591***	(1)
Malawi	-6.623***	(1)	-4.363***	(1)
Mali	-8.021***	(1)	-7.057***	(1)
Maurice	-5.522***	(1)	-6.840***	(1)
Myanmar	-4.515***	(3)	-5.246***	(1)
Népal	-4.599***	(1)	-5.266***	(2)
Niger	-5.489***	(1)	-6.865***	(1)
Pakistan	-4.578***	(1)	-6.897***	(1)
Panama	-3.233***	(1)	-5.623***	(1)
Paraguay	-5.667***	(1)	-5.462***	(1)
Philippines	-4.371***	(1)	-5.177***	(1)
Rwanda	-3.630***	(1)	-5.935***	(1)
Samoa	-6.212***	(1)	-5.602***	(1)
Sénégal	-6.172***	(1)	-7.221***	(1)
Soudan	-5.542***	(1)	-6.935***	(1)
Sri Lanka	-4.252***	(1)	-3.186***	(1)
St. Lucie	-4.164***	(1)	-5.146***	(1)
St. Vincent	-3.496***	(1)	-5.826***	(1)
Swaziland	-4.940***	(1)	-5.912***	(1)
Tchad	-5.821***	(1)	-6.971***	(1)
Thaïlande	-3.975***	(1)	-4.090***	(1)
Turquie	-6.554***	(1)	-6.986***	(1)
Uruguay	-4.693***	(1)	-5.412***	(1)
Zimbabwe	-0.290	(1)	-5.878***	(1)

(1) : modèle sans constante ni trend déterministe ; (2) : modèle avec constante uniquement ; (3) : modèle avec constante et trend déterministe.
 *** (resp. **, *) : rejet de l'hypothèse nulle au seuil de 1% (resp. 5%, 10%).

3.6 Conclusion

TAB. 3.14 – Test de racine unitaire (ADF)

	Séries en niveau			
	$TCER$ (log)		$P\$_r$ (log)	
Argentine	-0.404	(1)	-0.923	(1)
Bangladesh	-0.950	(1)	-2.786	(2)
Barbade	-2.912	(2)	0.111	(1)
Belize	-2.200**	(1)	-3.073**	(2)
Bénin	-1.552	(1)	-4.136**	(3)
Botswana	-1.798	(1)	-0.777	(1)
Brésil	-0.835	(1)	-1.251	(1)
Burkina Faso	-1.843	(1)	-4.142**	(3)
Burundi	-1.169	(1)	-0.836	(1)
Colombie	-0.667	(1)	-1.25	(1)
Costa Rica	-1.054	(1)	-1.575	(1)
Côte d'Ivoire	-0.464	(1)	-1.098	(1)
Dominique	0.240	(1)	-0.626	(1)
Fiji	-0.759	(1)	-0.086	(1)
Gambie	-1.792	(1)	-4.251***	(2)
Guatemala	-0.552	(1)	-0.882	(1)
Guyana	-1.753	(1)	-1.185	(1)
Haïti	0.416	(1)	-4.193**	(3)
Honduras	-0.731	(1)	-1.531	(1)
Iles Salomon	-1.278	(1)	-3.934***	(2)
Inde	-1.778	(1)	-1.213	(1)
Kenya	-0.881	(1)	-1.321	(1)
Lesotho	-1.093	(1)	-0.628	(1)
Libéria	-1.441	(1)	-4.577***	(3)
Madagascar	-1.012	(1)	-1.696	(1)
Malawi	-4.939***	(3)	-3.385**	(2)
Mali	-0.208	(1)	-4.133**	(3)
Maurice	-1.522	(1)	0.100	(1)
Myanmar	-1.797	(1)	-1.309	(1)
Népal	-1.901	(1)	-1.709**	(1)
Niger	-1.738	(1)	-1.140	(1)
Pakistan	-2.207**	(1)	-4.146	(3)
Panama	-2.008**	(1)	-1.232	(1)
Paraguay	-1.293	(1)	-0.962	(1)
Philippines	-1.262	(1)	-1.452	(1)
République Centrafricaine	-0.503	(1)	-4.715***	(3)
Rwanda	-0.275	(1)	-1.106	(1)
Salvador	0.952	(1)	-0.919	(1)
Samoa	-1.205	(1)	-2.005**	(1)
Sénégal	-1.252	(1)	-4.250***	(2)
Soudan	-0.877	(1)	-4.024**	(3)
Sri Lanka	-2.265**	(1)	-2.372**	(1)
St. Lucie	-0.054	(1)	-0.570	(1)
St. Vincent	-0.106	(1)	-0.571	(1)
Swaziland	-1.829	(1)	0.024	(1)
Tchad	-1.761	(1)	-4.134**	(3)
Thaïlande	-2.219**	(1)	-1.410	(1)
Turquie	-1.194	(1)	-4.224**	(3)
Uruguay	-1.147	(1)	-0.937	(1)
Zimbabwe	0.785	(1)	-1.208	(1)

(1) : modèle sans constante ni trend déterministe ; (2) : modèle avec constante uniquement ; (3) : modèle avec constante et trend déterministe.
 *** (resp. **, *) : rejet de l'hypothèse nulle au seuil de 1% (resp. 5%, 10%).

**Le rôle du taux de change réel dans la transmission des prix agricoles
internationaux**

TAB. 3.15 – Décomposition de l'instabilité des prix en monnaie locale (%)

Pays	Période 1968-1974		
	$Var(\Delta p_{r\$})$	$Var(\Delta tcr)$	$2Cov$
Sri Lanka	31.37	26.71	41.93
Swaziland	40.72	18.17	41.12
Sénégal	37.91	30.18	31.91
Inde	60.79	7.90	31.31
Guyana	60.39	14.66	24.94
Gambie	50.82	29.67	19.51
Thaïlande	74.05	7.69	18.26
Bangladesh	12.33	72.71	14.96
Soudan	77.09	14.30	8.61
Belize	59.61	34.32	6.07
Lesotho	77.72	17.52	4.76
Pakistan	35.53	61.18	3.29
Uruguay	56.28	41.77	1.95
Libéria	96.32	5.35	-1.67
Turquie	64.64	49.52	-14.16
Philippines	49.10	65.76	-14.87
Madagascar	80.87	40.87	-21.74
Népal	30.61	97.19	-27.80
Rép. Centrafricaine	32.30	100.31	-32.61
Salvador	90.80	46.98	-37.78
Haïti	92.13	72.86	-65.00
Paraguay	101.57	9.90	-11.47
Maurice	106.47	15.64	-22.10
Samoa	105.41	31.78	-37.19
Côte d'Ivoire	105.88	43.94	-49.82
St. Vincent	110.48	39.76	-50.24
Fiji	116.26	36.45	-52.71
St. Lucie	112.96	40.87	-53.82
Guatemala	100.14	70.52	-70.67
Barbade	147.74	30.06	-77.80
Brésil	152.32	26.59	-78.90
Dominique	137.30	42.74	-80.04
Bénin	138.19	44.40	-82.59
Burundi	133.19	64.32	-97.51
Myanmar	105.30	92.76	-98.05
Rwanda	149.22	50.75	-99.96
Mali	114.50	98.36	-112.86
Burkina Faso	159.99	70.12	-130.11
Honduras	134.40	99.97	-134.37
Kenya	157.30	93.32	-150.62
Tchad	166.86	103.28	-170.14
Colombie	180.31	90.50	-170.81
Panama	189.49	112.54	-202.03
Costa Rica	169.70	133.01	-202.71
Malawi	187.22	197.43	-284.65
Argentine	239.01	168.43	-307.45
Ethiopie	295.10	136.99	-332.09
Niger	171.16	275.19	-346.35
Iles Salomon	363.51	209.15	-472.66
Zimbabwe	432.21	439.80	-772.01

3.6 Conclusion

TAB. 3.16 – Décomposition de l'instabilité des prix en monnaie locale (%)

Pays	Période 1975-1981		
	$Var(\Delta p_{r\$})$	$Var(\Delta tcr)$	$2Cov$
Burkina Faso	35.09	22.50	42.41
Sénégal	46.26	16.18	37.56
Rep. Centrafricaine	38.69	31.16	30.15
Soudan	61.36	11.75	26.90
St. Vincent	3.74	70.18	26.08
Libéria	67.69	7.01	25.31
Mali	55.39	20.31	24.30
Rwanda	52.60	23.29	24.11
Samoa	48.44	29.20	22.36
Madagascar	57.34	20.72	21.94
Sri Lanka	34.05	44.91	21.04
Tchad	64.34	17.38	18.27
Swaziland	62.65	20.84	16.51
Gambie	79.29	4.95	15.76
Iles Salomon	80.28	6.49	13.23
Bénin	63.78	23.88	12.34
Népal	53.82	39.30	6.88
Pakistan	79.96	13.64	6.40
Salvador	81.21	15.50	3.30
Lesotho	74.44	23.57	1.99
Turquie	56.48	45.59	-2.07
Côte d'Ivoire	86.03	19.88	-5.91
Haiti	43.63	66.72	-10.35
Zimbabwe	94.43	16.69	-11.12
Burundi	30.94	80.21	-11.15
Costa Rica	9.78	101.78	-11.56
Barbade	91.15	26.49	-17.64
Kenya	51.93	69.09	-21.03
Niger	95.61	32.99	-28.61
Bangladesh	34.00	95.31	-29.31
Uruguay	89.87	44.33	-34.20
Brésil	36.16	106.49	-42.65
St. Lucie	79.15	73.29	-52.44
Dominique	76.09	78.41	-54.51
Guatemala	92.79	66.58	-59.37
Argentine	11.74	154.58	-66.32
Panama	98.37	95.05	-93.42
Maurice	104.47	8.94	-13.41
Thaïlande	109.97	8.91	-18.88
Paraguay	107.18	22.00	-29.19
Honduras	105.80	40.34	-46.14
Malawi	132.61	19.78	-52.39
Philippines	122.42	30.96	-53.38
Inde	155.68	25.73	-81.41
Belize	113.02	70.24	-83.26
Colombie	119.10	93.31	-112.42
Fiji	188.48	80.13	-168.60
Ethiopie	172.16	282.85	-355.01
Guyana	368.63	186.79	-455.43
Myanmar	453.56	314.75	-668.32

Le rôle du taux de change réel dans la transmission des prix agricoles internationaux

TAB. 3.17 – Décomposition de l'instabilité des prix en monnaie locale (%)

Pays	Période 1982-1988		
	$Var(\Delta p_{r\$})$	$Var(\Delta tcr)$	$2Cov$
Niger	47.08	21.06	31.86
Fiji	13.71	58.68	27.60
Liberia	58.86	14.95	26.19
Gambie	57.56	17.09	25.35
Burkina Faso	68.06	7.55	24.38
Barbade	13.50	63.02	23.48
Rep. Centrafricaine	39.66	38.52	21.82
Côte d'Ivoire	42.42	36.56	21.02
St. Vincent	46.43	34.16	19.41
Salvador	30.02	52.02	17.96
St. Lucie	53.37	29.79	16.84
Mali	74.74	9.93	15.33
Burundi	47.97	37.70	14.34
Madagascar	31.65	54.23	14.11
Lesotho	46.40	40.13	13.46
Myanmar	63.30	23.73	12.97
Belize	16.78	73.15	10.07
Turquie	86.74	5.37	7.89
Inde	87.95	5.23	6.82
Benin	82.26	11.91	5.84
Panama	44.73	51.27	4.00
Pakistan	90.88	7.77	1.35
Guyana	17.97	80.94	1.09
Dominique	61.60	39.29	-0.89
Brésil	0.04	101.81	-1.85
Tchad	83.86	18.25	-2.11
Thaïlande	87.77	15.72	-3.48
Colombie	52.25	51.60	-3.85
Rwanda	99.32	4.83	-4.15
Samoa	89.26	15.20	-4.45
Philippines	50.41	54.19	-4.60
Uruguay	7.58	99.06	-6.64
Malawi	73.17	36.51	-9.68
Sénégal	85.69	24.29	-9.98
Soudan	58.98	51.53	-10.51
Swaziland	11.01	101.20	-12.22
Costa Rica	52.36	62.74	-15.10
Zimbabwe	78.90	36.95	-15.85
Argentine	8.81	108.01	-16.83
Paraguay	24.93	103.76	-28.69
Kenya	93.31	39.97	-33.28
Guatemala	29.55	106.09	-35.64
Honduras	84.86	55.11	-39.98
Ethiopie	54.59	95.52	-50.11
Iles Salomon	21.12	144.16	-65.27
Haïti	77.85	95.86	-73.71
Nepal	123.05	7.74	-30.79
Sri Lanka	129.24	27.61	-56.86
Bangladesh	160.42	14.90	-75.32
Maurice	130.94	169.63	-200.58

3.6 Conclusion

TAB. 3.18 – Décomposition de l'instabilité des prix en monnaie locale (%)

Pays	Période 1988-1995		
	$Var(\Delta p_{r,\$})$	$Var(\Delta tcr)$	$2Cov$
Madagascar	20.47	38.35	41.18
Côte d'Ivoire	19.49	39.70	40.82
Burkina Faso	29.03	32.96	38.01
Benin	30.60	31.66	37.74
Mali	27.41	36.07	36.52
Nepal	48.86	16.63	34.51
Iles Salomon	53.35	20.30	26.35
Tchad	41.73	32.60	25.67
Guyana	9.34	67.02	23.64
Rep. Centrafricaine	24.89	56.49	18.61
Turquie	29.96	51.56	18.48
Ethiopie	10.99	73.53	15.48
Pakistan	80.94	4.35	14.71
Inde	51.07	35.81	13.13
Niger	21.17	66.17	12.66
Kenya	20.16	71.08	8.77
Samoa	62.33	29.40	8.27
Costa Rica	74.04	20.81	5.14
Lesotho	80.75	14.82	4.44
Myanmar	51.60	46.18	2.23
Brésil	0.02	98.26	1.71
Zimbabwe	49.02	49.76	1.21
Argentine	5.66	94.09	0.26
Liberia	94.02	11.38	-5.40
Sri Lanka	63.78	44.55	-8.33
Bangladesh	92.42	19.43	-11.85
Paraguay	16.98	96.12	-13.10
Sénégal	73.55	41.40	-14.95
Honduras	16.24	103.65	-19.89
Barbade	52.90	73.82	-26.72
Thaïlande	98.06	37.20	-35.26
Soudan	5.90	133.29	-39.18
Belize	48.10	93.12	-41.23
Philippines	92.69	55.07	-47.76
Guatemala	65.44	95.53	-60.97
Haïti	56.32	157.86	-114.18
Malawi	48.94	187.49	-136.43
Gambie	104.06	5.44	-9.51
St. Lucie	118.98	23.85	-42.84
Salvador	102.94	52.27	-55.21
Dominique	121.04	47.55	-68.59
Panama	129.20	44.48	-73.68
St. Vincent	157.30	27.24	-84.54
Burundi	105.69	87.71	-93.40
Rwanda	135.83	97.07	-132.91
Uruguay	208.93	126.84	-235.78
Fiji	218.01	221.47	-339.49
Maurice	307.79	151.52	-359.30
Swaziland	250.69	235.29	-386.00
Colombie	327.18	269.99	-497.17

Le rôle du taux de change réel dans la transmission des prix agricoles internationaux

TAB. 3.19 – Décomposition de l'instabilité des prix en monnaie locale (%)

Pays	Période 1996-2002		
	$Var(\Delta p_{r\$})$	$Var(\Delta tcr)$	$2Cov$
Barbade	10.83	50.80	38.37
Lesotho	53.25	9.43	37.32
Burkina Faso	47.71	16.36	35.93
Benin	56.00	11.32	32.67
Malawi	11.45	56.02	32.52
Rep. Centrafricaine	44.44	25.65	29.91
Swaziland	5.92	65.51	28.57
Tchad	45.44	26.88	27.68
Niger	53.47	22.79	23.74
Thaïlande	34.26	43.73	22.01
Philippines	28.76	49.90	21.35
Belize	52.93	26.29	20.78
Bangladesh	74.77	4.69	20.55
Sénégal	48.17	35.99	15.85
Ethiopie	63.02	30.15	6.83
Zimbabwe	5.90	87.67	6.43
Argentine	1.88	92.97	5.15
Uruguay	7.52	88.45	4.03
Inde	79.15	18.02	2.83
Iles Salomon	34.42	67.15	-1.56
Fiji	4.71	97.69	-2.40
Mali	71.45	33.44	-4.89
Madagascar	25.27	83.27	-8.54
Haiti	50.01	65.97	-15.98
Myanmar	22.00	101.71	-23.71
Paraguay	31.93	95.32	-27.25
Guyana	92.36	58.73	-51.10
Brésil	13.39	145.52	-58.91
Turquie	72.16	90.88	-63.03
Maurice	48.67	118.37	-67.05
Gambie	89.83	112.21	-102.04
Kenya	75.99	133.18	-109.17
St. Lucie	100.76	1.97	-2.74
Panama	113.83	3.25	-17.07
Dominique	115.64	2.61	-18.25
St. Vincent	116.32	2.07	-18.39
Liberia	119.49	5.32	-24.81
Honduras	110.06	23.00	-33.07
Nepal	106.96	31.18	-38.14
Salvador	127.67	16.76	-44.43
Côte d'Ivoire	128.13	18.42	-46.55
Pakistan	134.14	20.62	-54.75
Costa Rica	155.41	10.59	-66.00
Samoa	113.74	80.73	-94.48
Rwanda	129.92	135.16	-165.09
Sri Lanka	234.06	50.83	-184.89
Burundi	211.44	102.02	-213.46
Colombie	232.79	226.70	-359.49
Guatemala	323.87	312.17	-536.04
Soudan	323.47	347.04	-570.51

CHAPITRE 4

La réponse variable de l'offre agricole à l'instabilité des prix
internationaux

4.1 Introduction

Chapitre basé sur l'article « The Variable Response of Agricultural Supply to World Price Instability in Developing Countries », Journal of Agricultural Economics, Volume 59 issue 1, Janvier, 2008, à paraître.

4.1 Introduction

La volatilité¹ des prix agricoles internationaux et ses effets sur la croissance des pays en développement ont fait l'objet de nombreuses recherches depuis plusieurs années. La question de la volatilité des prix est encore centrale aujourd'hui pour les pays qui dépendent encore largement de l'exportation des produits de base (FAO, 2002). L'instabilité des prix agricoles internationaux est causée à la fois par les chocs sur l'offre et les chocs sur la demande, mais les produits agricoles sont surtout touchés par les chocs sur l'offre (Dehn, Gilbert, et Varangis, 2005). Ces chocs se produisent suite à l'endommagement de stocks, aux grèves, aux embargos, aux conflits navals, aux guerres, aux sécheresses ou encore aux gelées (Bond, 1984). Même les petits chocs sur l'offre peuvent se traduire par une variation importante des prix, en raison de la faible élasticité-prix de la demande.

Depuis quelques décennies, les changements qui ont bouleversé les marchés des produits de base ont mis les producteurs dans une situation critique. Le contexte international semble en effet de plus en plus défavorable aux producteurs. Premièrement, l'instabilité des prix agricoles internationaux, habituellement définie comme la moyenne des écarts de prix à la tendance, est élevée. Elle s'est avérée plus élevée sur les trois décennies post-1973². Pour certains produits agricoles, elle a même été plus élevée dans les années 1980 que dans les années 1970³. Il apparaît que cet instabilité peut facilement excéder les 10% de la valeur tendancielle du prix (tableau 4.1). Deuxièmement, les producteurs n'ont pas toujours été entièrement protégés des conséquences de l'instabilité des prix par les mécanismes de stabilisation des prix (Knudsen et Nash, 1990; Miranda et Helmberger, 1988; Hazell, Jaramillo, et Williamson, 1990), et suite à la disparition de ces structures, ils se sont retrouvés totalement exposés à la volatilité des prix (ITF, 1999; Gilbert et Varangis, 2003).

¹Dans ce chapitre, les termes *volatilité* et *instabilité* sont utilisés indifféremment, les deux faisant référence à la mesure de la variabilité des prix.

²Dehn (2000) a montré que la volatilité moyenne des indices de prix réels et nominaux des produits de base, construits pour chaque pays, avait augmenté sur les trente dernières années - les indices incluent non seulement les produits agricoles mais également les minerais, les minéraux, les métaux et le pétrole brut. Il a montré que le groupe des pays les plus volatiles compte la plupart des exportateurs de pétrole mais aussi certains pays très pauvres non-exportateurs de pétrole comme le Boutan, Haïti, le Laos ou l'Ouganda.

³Les analyses présentées à la « Consultation sur les Problèmes liés au Prix des Produits Agricoles » (FAO, 2002) ont montré que l'instabilité des prix avait été plus élevée sur la période 1980-1990 que sur la période 1970-1980 pour les produits agricoles suivants : la banane, le caoutchouc, le coton, le maïs, le blé, le soja, les graines de colza et l'huile de palme.

La réponse variable de l'offre agricole à l'instabilité des prix internationaux

Troisièmement, les producteurs ont une faible capacité à gérer les conséquences de l'instabilité des prix : les instruments de gestion du risque par le marché ne sont utilisés que dans peu de pays en développement et ne constituent pas encore une solution globale au problème de l'instabilité des prix. Ce constat nous conduit à examiner l'effet de l'instabilité des prix internationaux sur l'offre agricole au niveau de chaque pays.

TAB. 4.1 – Instabilité des prix agricoles internationaux

Période	Cacao	Café	Riz	Coton	Thé	Arachide
1961-1967	10.12	5.72	4.47	1.33	1.21	4.41
1968-1974	13.31	4.83	9.36	5.02	4.22	6.46
1975-1981	17.98	18.79	17.01	11.03	11.87	18.65
1982-1988	7.57	8.25	9.66	9.88	11.84	13.60
1989-1995	4.98	11.80	6.24	9.46	5.22	15.49
1996-2002	11.24	15.00	4.39	7.43	9.10	6.67

Note : L'instabilité est mesurée par l'écart quadratique moyen par rapport à la valeur tendancielle (en pourcentage). L'instabilité est mesurée chaque année par rapport aux 5 années précédentes. Les chiffres du tableau sont des moyennes par période. Les prix sont issus de la base IFS. Ils sont déflatés par la valeur unitaire à l'exportation des pays de l'OCDE.

La question de l'effet de l'instabilité des prix sur l'offre a en fait souvent été abordée dans la littérature, mais il n'existe que peu d'analyses au niveau pays. En effet, les auteurs ont plutôt tendance à traiter cette question au regard de l'impact sur le producteur individuel, c'est-à-dire au niveau microéconomique. Pourtant, il n'y pas de raison de penser que le secteur agricole tout entier est moins affecté qu'un seul producteur isolé. L'effet de l'instabilité des prix sur l'offre n'est pas évident *a priori* et rien ne permet de dire que l'effet n'est pas saisissable une fois agrégé. Bien au contraire, si les analyses microéconomiques tendent à montrer que l'instabilité des prix peut réduire l'offre du producteur, il semble important de vérifier dans quelle mesure cet effet agit au niveau du secteur tout entier. La question semble d'autant plus importante que les conséquences d'un choc sur le secteur sont susceptibles d'affecter toute l'économie. Collier (2002) explique comment une chute de la production agricole qui affecte en premier lieu les ménages, peut affecter tout le pays : le choc sur les revenus modifie la demande pour les produits domestiques, ce qui conduit à la réduction du produit intérieur lui-même, en raison de l'imparfaite flexibilité des prix. Par ailleurs, il est établi que l'instabilité des prix internationaux, qui rend les recettes d'exportation incertaines, est également importante pour les gouvernements en charge d'établir un planning budgétaire (voir Araujo-Bonjean, Combes, et Combes-Motel (1999) pour une revue de la littérature sur l'impact de l'instabilité des recettes d'exportation). Pour ces raisons, l'effet de l'instabilité des prix sur l'offre

4.1 Introduction

agricole du pays apparaît comme une question centrale.

Il faut souligner que l’omission de la question dans la littérature peut être due au biais susceptible d’apparaître dans les estimations reposant sur des fonctions agrégées. Ce type de biais survient lorsque des données agrégées sont utilisées pour estimer le paramètre d’une fonction d’offre et que le résultat de l’estimation est incorrect dans le sens où il n’est pas égal à la moyenne des paramètres individuels que l’on aurait obtenue s’il avait été possible d’estimer la même fonction d’offre pour chaque individu (ici chaque producteur). Toutefois, dans l’analyse qui suit, les producteurs sont supposés faire leur choix de production en fonction d’un seul et même prix (le prix international) de sorte que l’agrégation des fonctions d’offre individuelles n’entraîne pas le biais en question (les détails de l’argumentation concernant l’agrégation de l’offre de plusieurs produits agricoles apparaissent dans la section 2.1).

Par ailleurs, les développements récents de l’économétrie de panel permettent d’examiner l’effet de l’instabilité de manière conditionnelle. En effet, l’analyse de panel permet de tester l’hypothèse d’une réponse *variable* de l’offre à l’instabilité des prix. Si l’impact de l’instabilité sur l’offre dépend de l’environnement macroéconomique (notamment le niveau de développement des infrastructures et du système financier et l’inflation), la réponse de l’offre n’est probablement pas la même dans tous les pays. L’analyse empirique qui permet de tester cette hypothèse est basée sur la construction d’indices de prix spécifiques à chaque pays, puisqu’ils reflètent le prix des produits agricoles exportés par chacun d’eux. Par la suite, l’instabilité de ces indices est mesurée par la moyenne des écarts de prix par rapport à la tendance. Enfin, la réponse des indices de production agricole à l’instabilité des indices de prix est estimée à l’aide d’un modèle en panel incluant des variables macroéconomiques inter-agissant avec l’instabilité des prix. Ce modèle permet de déterminer l’influence, sur la relation offre-instabilité, des facteurs macroéconomiques liés à la capacité de gestion du risque des producteurs. Il permet notamment de déterminer dans quelle mesure celle-ci peut être améliorée par une meilleure infrastructure, une plus faible inflation et un système financier plus développé. Les résultats des régressions en *within* et en *GMM system* montrent un effet significatif et négatif de l’instabilité des prix internationaux sur l’offre. Ils montrent de plus que cet effet est plus prononcé lorsque l’environnement macroéconomique est caractérisé par une inflation élevée et des infrastructures et un système financier peu développés.

Les principaux résultats de la littérature empirique qui traite de la relation entre instabilité des prix et offre agricole, ainsi que l’influence supposée de l’environnement macroéconomique sur cette relation, font l’objet de la section II. Les hypothèses et le modèle sont développés dans la section III. La construction des indices de prix

et des indices de production et la mesure de l'instabilité sont présentées dans la section IV. Enfin, les résultats des estimations sont commentés dans la section V. La section VI apporte les conclusions de l'analyse.

4.2 Principaux résultats de la littérature empirique

L'influence de l'environnement macroéconomique sur la réponse de l'offre agricole à l'instabilité des prix internationaux est au confluent de deux types de travaux : l'analyse de l'effet de l'instabilité des prix sur l'offre et l'analyse du rôle de l'environnement macroéconomique dans la réponse de l'offre agricole.

4.2.1 L'effet de l'instabilité des prix sur l'offre agricole

Depuis longtemps, la notion d'aversion pour le risque est au coeur de l'analyse de l'offre agricole (de même que dans la théorie de la firme, voir Sandmo (1971)). Depuis, Newbery et Stiglitz (1981), il est communément admis que les producteurs dont l'unique source de revenu est le revenu agricole, vont préférer un revenu certain à un revenu incertain dont la valeur espérée est la même. La réponse de l'offre agricole à l'instabilité des prix dépend précisément de cette aversion pour le risque. Dans une situation d'instabilité croissante des prix, l'offre diminue si le producteur éprouve une aversion pour le risque mais de façon modérée, tandis que l'offre est susceptible d'augmenter si l'aversion est élevée, les producteurs choisissant de travailler davantage pour éviter les situations critiques. Toutefois, dans le cadre plus dynamique auquel les travaux empiriques font habituellement référence, la réponse attendue de l'offre est négative, l'instabilité des prix étant supposée décourager l'investissement et l'innovation dont le rendement est incertain.

Dans la littérature empirique, de nombreuses analyses temporelles ont souligné l'importance des variables d'instabilité des prix dans les décisions de production (voir Behrman (1968), Just (1974), Lin (1977), Hurt et Garcia (1982), Brorsen, Chavas, et Grant (1987), Aradhyula et Holt (1989), Holt et Aradhyula (1990), Chavas et Holt (1990), Antonovitz et Green (1990), Pope et Just (1991), Guillaumont et Bonjean (1991), Holt (1993), Chavas et Holt (1996) entre autres). Cependant, ces analyses se focalisent sur l'offre d'un produit de base particulier, à l'intérieur d'une petite zone géographique. Par conséquent, les résultats varient considérablement d'une étude à l'autre. Par exemple, Lin (1977) a estimé une élasticité de l'offre du blé par rapport à l'instabilité des prix au Kansas entre 1950 et 1975 égale à -0.06. Hurt et Garcia (1982) ont estimé l'impact de l'instabilité du prix du porc sur les portées aux Etats-Unis sur la période 1967-1978 et ont établi qu'elle était proche de -0.5. Aradhyula et Holt (1989) ont montré que la réponse de l'offre de poulet à l'instabilité des prix aux Etats-Unis entre 1967 et 1986 était égale à -0.045. Chavas et Holt (1996) ont montré

4.2 Principaux résultats de la littérature empirique

que l'élasticité de l'offre de blé par rapport à l'instabilité des prix aux Etats-Unis sur la période 1954-1985 était égale à -0.033. Ces analyses ne renseignent donc pas sur l'effet de l'instabilité des prix sur le secteur agricole entier d'un pays. Pourtant, il semble intéressant d'examiner la question, dès lors que les conséquences de l'instabilité des prix sont systémiques.

Comme cela a déjà été évoqué précédemment, la rareté des travaux sur l'effet de l'instabilité des prix au niveau pays peut s'expliquer par l'existence d'un biais potentiel dans les estimations dû à l'agrégation. Sur ce point, deux commentaires doivent être faits dans le but de clarifier la procédure d'estimation utilisée dans ce qui suit. Premièrement, comme cela a été dit plus haut, il existe effectivement un biais dans les paramètres d'une fonction d'offre estimée au niveau pays. Ce biais est inhérent à l'agrégation des producteurs : il survient lorsque des données agrégées sont utilisées pour estimer une fonction d'offre et que le paramètre estimé est incorrect dans le sens où il n'est pas égal à la moyenne des paramètres individuels que l'on aurait obtenus s'il avait été possible d'estimer la même fonction d'offre pour chaque producteur. Cependant, dans l'analyse empirique qui suit, le prix introduit dans la fonction estimée est le prix international du produit en question. Chaque producteur est donc confronté au même prix - ce qui ne serait pas le cas si le prix introduit dans la fonction était le prix à la production, ce dernier étant susceptible de varier d'un producteur à l'autre. En utilisant cette *proxy*, il est donc possible de contourner le problème qu'est susceptible de poser l'agrégation des producteurs (voir l'annexe pour un exemple algébrique simple).

Deuxièmement, il est important de préciser que le paramètre estimé dans une fonction d'offre de plusieurs produits agricoles agrégés n'est pas égal à la moyenne des paramètres que l'on aurait obtenus s'il avait été possible d'estimer la même fonction d'offre pour chaque produit agricole. En effet, comme l'a souligné Nerlove (1958), il n'y a pas de raison de croire que l'offre d'un produit particulier est une fonction identique à l'offre de plusieurs produits agricoles agrégés. Au contraire, il est raisonnable de supposer que l'offre d'un produit particulier ne dépend pas uniquement du prix du produit en question mais également de celui des produits concurrents. Certains auteurs ont estimé l'offre de plusieurs produits agricoles agrégés, en se basant sur un système d'offre complet où les restrictions sur les paramètres dans les équations sont fixées, de sorte que le système découle rigoureusement d'une fonction de profit. Suivant cette procédure, Bapna, Binswanger, et Quizon (1984) ont étudié l'élasticité de l'offre de cinq céréales agrégées d'une sous-région d'Inde au climat défavorable. En utilisant la matrice des élasticités-prix croisées, ils ont calculé l'élasticité de l'offre agrégée par rapport au prix agrégé, en faisant la moyenne pondérée des élasticités croisées, la pondération représentant la part de chaque céréale dans

le revenu total. Les résultats ont mis en évidence des élasticités par produit élevées et une élasticité agrégée relativement faible - parce que la croissance d'un type de céréale peut mobiliser les ressources au détriment des autres types de céréales et parce que les facteurs de production sont fixes à court terme (voir aussi Binswanger (1989)). Néanmoins, une telle procédure d'estimation, basée sur un système complet d'équations d'offre, peut difficilement être mise en oeuvre au niveau du pays tout entier, dans la mesure où la production agricole couvre un large éventail de produits.

Par ailleurs, il semble important d'étudier l'effet de l'instabilité sur l'offre à travers une analyse en panel. Naturellement, plusieurs analyses en panel ont déjà permis d'estimer l'offre agricole agrégée des pays en développement (Binswanger et al., 1987; Chhibber, 1989; Schiff et Montenegro, 1997). Cependant, l'instabilité des prix n'a jamais été introduite dans ce type de modèle. Guillaumont et Combes (1994) ont estimé l'effet de l'instabilité des prix aux producteurs sur la croissance de l'offre pour plusieurs paires de pays-produit sur les périodes 1970-1979 et 1979-1988, mais ils ont supposé que la réponse de l'offre était identique dans tous les pays. Or, on peut raisonnablement penser que ce n'est pas le cas. Pour cette raison, l'analyse empirique proposée ici vise à montrer que l'effet de l'instabilité des prix sur l'offre dépend de l'environnement macroéconomique.

4.2.2 Environnement macroéconomique et réponse de l'offre

Une littérature abondante a pour objet de déterminer l'élasticité-prix de l'offre agrégée de produits de base. Ces travaux montrent généralement que celle-ci est faible. Plusieurs auteurs ont donc examiné les contraintes susceptibles d'empêcher les producteurs d'adapter leur offre aux incitations de prix à court-terme. Au delà de la fixité de certains facteurs de production, de nombreuses hypothèses ont été testées relatives au rôle de l'environnement macroéconomique. Dans une analyse transversale appliquée à 58 pays sur la période 1969-1978, Binswanger et al. (1987) ont estimé l'élasticité-prix de court-terme de l'offre agricole agrégée, en incluant de manière additive dans leur modèle plusieurs variables susceptibles d'affecter la technologie des producteurs, telles que le capital humain et les infrastructures. Leurs résultats ont montré en particulier l'importance de l'effet direct sur l'offre de la présence de routes, des systèmes publics d'irrigation, du niveau d'alphabétisation et de l'espérance de vie.

Dans une revue de la littérature sur les principales questions liées à l'estimation de l'élasticité-prix de l'offre, Schiff et Montenegro (1997) ont expliqué que l'estimation de l'élasticité n'avait de sens que si les conditions dans lesquelles les prix évoluent étaient spécifiées. Ces conditions sont liées en particulier aux dépenses en biens publics ainsi qu'aux réformes sur l'investissement, l'inflation et le taux de

4.3 Modéliser une réponse variable de l'offre à l'instabilité des prix internationaux

change réel⁴. Leur analyse transversale, appliquée à un échantillon de 18 pays sur la période 1960-1985, met en évidence la complémentarité des incitations de prix et des dépenses en biens publics, par le biais d'une variable interactive : le produit d'une variable d'investissement public et d'une variable de prix relatif.

Bien que les facteurs macroéconomiques soient souvent pris en compte dans les estimations de fonctions d'offre agricole⁵, l'interaction entre ces facteurs et l'instabilité des prix est rarement envisagée. La section suivante montre que les facteurs qui influencent la capacité des producteurs à gérer le risque (les infrastructures, le développement financier, l'inflation) peuvent modifier leur réponse à l'instabilité des prix internationaux.

4.3 Modéliser une réponse variable de l'offre à l'instabilité des prix internationaux

L'impact de l'instabilité des prix sur l'offre de produits agricoles agrégés est estimée au niveau pays, ce qui implique que la relation estimée est l'agrégation de relations individuelles - l'agrégation des fonctions d'offre des producteurs. Par ailleurs, les indices sur lesquels repose l'analyse sont spécifiques à chaque pays de l'échantillon (voir section suivante). Le modèle général permettant de déterminer la réponse de l'offre agrégée à l'instabilité des prix internationaux s'écrit alors de la manière suivante :

$$Y_{it} = \alpha_0 + \alpha_1.Pw_{it} + \alpha_2.IPw_{it} + \alpha_3.X_{it} \quad (4.3.1)$$

où Y_{it} est l'indice de production agrégée dans le pays i à la période t ; Pw_{it} est l'indice des prix internationaux (exprimés en monnaie locale) du pays i à la période t ; IPw_{it} est l'instabilité de l'indice de prix Pw_{it} ; X_{it} est un vecteur de variables autres que les prix.

Il est important de souligner que le modèle (4.3.1) permet d'établir dans quelle mesure l'instabilité des prix internationaux peut *directement* affecter les producteurs. En effet, dans la mesure où les prix à la production sont peu connus (cf. Chapitre 1), il est envisageable de recourir aux prix internationaux comme *proxies* des prix à la production⁶, la base de données IFS étant en revanche très importante

⁴L'effet d'une pénurie de devises sur l'élasticité-prix de l'offre a déjà été examiné dans le contexte d'économies rationnées (Azam, Berthélemy, et Morrisson, 1991). Guillaumont (1994) ont aussi testé cet effet à travers le taux de change réel.

⁵Les facteurs macroéconomiques sont également souvent introduits dans les estimations de fonctions de production (Mundlak, Larson, et Butzer, 1997).

⁶La relation précise qui lie le prix à la production au prix international est décrite dans Hazell, Jaramillo, et Williamson (1990). Ces derniers ont souligné que la valeur unitaire à l'exportation

et fiable. Naturellement, bien que les mécanismes de stabilisation des prix n'aient pas été implantés dans chaque pays pour chaque produit agricole, il est clair que le secteur agricole dans les PED a été soumis à une intervention gouvernementale importante (Banque Mondiale, 1986) et il est important d'examiner dans quelle mesure cette intervention, qui prévalait avant la libéralisation des marchés internes, a pu déconnecter les prix à la production des prix internationaux. Mundlak et Larson (1992) ont répondu à cette question à partir d'une analyse basée sur 58 pays développés et en développement et 60 produits agricoles⁷ sur la période 1968-1978. Ils ont examiné quelle proportion des variations des prix internationaux étaient transmises aux prix à la production (l'élasticité de transmission) et quelle proportion des variations des prix à la production pouvait être attribuée aux variations des prix internationaux. Leurs résultats ont montré que, d'une manière générale, l'élasticité de transmission est très proche de l'unité (entre 0.74 et 1.24) et que les écarts étaient dûs aux mesures politiques mais aussi aux *inputs* domestiques qui n'étaient pas nécessairement synchronisés aux prix internationaux⁸. Ceci ne signifie pas que les politiques domestiques n'affectent pas le niveau des prix, mais plutôt qu'elles n'empêchent pas les fluctuations des prix au producteur d'être liés à celles des prix internationaux, surtout s'agissant des fluctuations inter-annuelles. De plus, ils ont montré que les prix internationaux étaient de loin la principale source de variation des prix à la production (la valeur du R^2 de leur modèle varie entre 0.66 et 0.96). Par conséquent, il est raisonnable de penser que les politiques d'intervention n'ont pas permis d'isoler les producteurs des fluctuations mondiales, les prix à la production n'ayant jamais été totalement déconnectés des prix internationaux⁹, même durant les périodes où des mécanismes de stabilisation des prix avaient été mis en place dans les pays exportateurs de produits de base. Nos résultats tendent à corroborer cette hypothèse.

Les facteurs macroéconomiques susceptibles d'atténuer ou au contraire de renforcer l'impact de l'instabilité des prix internationaux sur l'offre agricole sont examinés dans ce qui suit, en particulier l'influence de trois facteurs : le niveau des infrastructures, le niveau de développement financier et l'inflation. Chacun est en effet supposé modifier la capacité de gestion du risque des producteurs. Le développement des infrastructures est supposé faciliter l'amélioration de la capacité de gestion du risque

est supposée suivre de près le prix international, tandis que la différence entre la valeur unitaire à l'exportation en monnaie locale et le prix à la production est essentiellement due aux politiques d'intervention.

⁷L'examen des données de la base FAOSTAT antérieures à 1990 utilisées par Mundlak et Larson (1992) révèle toutefois une faible qualité des données pour certaines séries (cf. Chapitre 1).

⁸Dans l'analyse de Mundlak et Larson (1992), le terme *inputs domestiques* fait référence à la commercialisation, au stockage et au transport.

⁹Cependant, il est possible que le commerce soit interrompu. Comme le soulignent Mundlak et Larson (1992), les produits de base peuvent être stockés à court terme, de sorte que les prix intérieurs peuvent ne pas répondre instantanément aux chocs internationaux.

4.3 Modéliser une réponse variable de l'offre à l'instabilité des prix internationaux

des producteurs. L'inflation est supposée au contraire accroître la vulnérabilité des producteurs. Enfin, le développement du système financier est supposé encourager l'auto-assurance et l'auto-financement.

4.3.1 Infrastructures

Plusieurs auteurs partagent l'idée selon laquelle l'investissement public en infrastructures aurait un effet positif sur l'offre agricole dans le sens où il influencerait fortement la productivité (Binswanger et Deininger, 1997). Dans une analyse des politiques agricoles dans 18 pays entre 1960 et 1983, Krueger, Schiff, et Valdes (1992) ont montré que l'environnement macroéconomique et l'offre de biens publics pouvaient influencer les performances du secteur agricole. Ils ont en outre souligné que la complémentarité des effets du développement des infrastructures et de la mise en oeuvre de politiques agricoles favorables avait eu des retombées considérables en Asie du Sud-est et en Chine : l'investissement dans les infrastructures rurales, coordonné aux services sociaux et à des systèmes de crédit viables pour les producteurs, avait permis à la production agricole de croître rapidement et avait contribué à réduire le niveau de pauvreté. Dans la même idée, Heath et Binswanger (1996) ont montré qu'au Kenya où les infrastructures facilitaient l'accès au marché, la croissance de la production agricole a plus que compensé la croissance de la population rurale. Au contraire, en Éthiopie où les infrastructures favorables aux producteurs sont inexistantes, la forte densité de population a conduit à la dégradation des sols.

Faini (1991) a suggéré que le développement des infrastructures pouvait améliorer la réponse de l'offre au niveau des prix : le développement du réseau routier par exemple, peut réduire les coûts liés au transport des produits agricoles jusqu'à la frontière où ils sont exportés. Mais il est possible que le développement des infrastructures influence également la réponse de l'offre à l'instabilité des prix. La réponse de l'offre peut en effet être atténuée par au moins deux canaux. Premièrement, développer les infrastructures peut améliorer l'efficacité de la dépense publique en éducation et en services de santé. Agénor et Moreno-Dodson (2006) ont en effet montré que l'investissement en infrastructures influence la croissance en interagissant avec les services publics à caractère social. D'autres travaux ont pu mettre en lumière l'importance du rôle de l'éducation et des services de santé dans la réduction de l'aversion pour le risque des producteurs (Knight, Weir, et Woldehanna, 2003) ; Weir et Knight (2004)). Les infrastructures peuvent donc contribuer à réduire la réponse des producteurs à l'instabilité des prix, en améliorant l'accès à l'éducation et aux services de santé. Deuxièmement, le développement des infrastructures peut encourager la formation de réseaux de partage du risque. Binswanger et Deininger (1997) soutiennent que les producteurs isolés ont rarement la possibilité de former des groupes d'intérêts, dont l'objectif est l'accumulation de facteurs de production et

que leurs possibilités d'action collective est ainsi limitée. La constitution de groupes est donc susceptible d'être facilitée par le développement des infrastructures (Dercon, 2002; Fafchamps, 2003), ce qui aura pour effet d'améliorer la capacité de gestion du risque des producteurs¹⁰.

4.3.2 Inflation

Mundlak, Larson, et Butzer (1997) ont étudié l'effet direct de l'inflation sur la production agricole à travers une analyse transversale couvrant un échantillon de 37 pays entre 1970 et 1990. L'inflation est supposée influencer la productivité, de manière directe en tant qu'incitation et de manière indirecte via l'investissement. Cependant, il est possible que l'inflation influence la capacité des producteurs à gérer le risque de prix, en réduisant les prix réels payés aux producteurs ainsi que la valeur réelle de leur épargne.

Ainsi, à la suite d'un choc, les producteurs qui n'ont pas constitué une épargne de précaution, peuvent être contraints de réduire leur offre, soit parce que leur capacité de travail est affectée, soit parce qu'ils ont la possibilité de se tourner vers une activité moins risquée. Mais il est également possible que les producteurs sans épargne choisissent de liquider leurs actifs productifs - leurs terres, leur cheptel, leur bétail, leurs outils - alors même que l'inflation rend toute liquidation peu profitable¹¹. Par conséquent, dans un contexte d'inflation, il est probable que la réponse du producteur à l'instabilité des prix soit forte, surtout si le producteur est contraint de liquider ses actifs productifs¹².

4.3.3 Développement financier

Au cours des dernières décennies, la communauté internationale a tenté de répondre au problème de la volatilité des prix internationaux à travers des mécanismes de stabilisation ou de compensation¹³, qui ont finalement été abandonnés parce que financièrement non-soutenables. Quant aux « Accords Internationaux sur les Pro-

¹⁰Ceci implique toutefois que les membres du groupe de partage du risque ne soient pas exposés à un risque commun.

¹¹Deaton (1991) a souligné les avantages de l'auto-assurance lorsque le marché du crédit est imparfait. Néanmoins, comme l'a précisé Dercon (2002), le rendement des actifs productifs est lui-même risqué, et la stratégie d'auto-assurance peut finalement s'avérer peu profitable dans la mesure où la valeur réelle des actifs diminue.

¹²Rosenzweig et Wolpin (1993) ont décrit la liquidation des actifs productifs comme une stratégie de gestion *ex post* du risque fréquemment adoptée par les producteurs sans épargne et soumis à des chocs violents. Fafchamps (2003) a toutefois observé que les producteurs pouvaient préférer réduire leur consommation plutôt que de liquider leurs actifs productifs, la liquidation ayant des conséquences parfois désastreuses.

¹³*The Compensatory and Contingency Financing Facility* lancé par le Fonds Monétaire International, *The Common Fund for Commodities*, le *STABEX* et le *YSMIN* de la Communauté Européenne.

4.3 Modéliser une réponse variable de l'offre à l'instabilité des prix internationaux

duits de Base » (*International Commodity Agreements*), ils ont disparus (cas du sucre, de l'étain) ou ont été remplacés par des accords dont le rôle se résume à fournir de l'information (cas du cacao, du café) (Gilbert, 1995). Aujourd'hui, pour répondre à la question de la volatilité des prix des produits de base, la communauté internationale vise à développer une approche basée sur le marché. En effet, les instruments du marché existants permettent souvent de réduire l'incertitude engendrée par la volatilité des prix. Ces outils fournissent des prix garantis basés sur le marché. Cela étant dit, ils ne réduisent l'incertitude que dans un horizon de temps limité. De plus, les producteurs des PED n'ont généralement qu'un accès très limité aux instruments de marché, et surtout les acteurs du marché susceptibles de fournir ces outils de gestion du risque de prix sont très peu nombreux dans les PED. En fait, les instruments de marché de gestion du risque sont utilisés dans très peu de PED - pour autant que l'intervention gouvernementale sur la production et le commerce des produits de base soit faible - et ne constituent pour l'instant pas une solution globale au problème de la volatilité des prix.

La microfinance en revanche, peut apporter des solutions aux producteurs pour gérer les conséquences de l'instabilité des prix. En effet, elle constitue un accès au marché du crédit et permet d'accroître la productivité, en supportant l'investissement et l'épargne (Levine, 2004). Les établissements de microfinance sont également supposés atténuer la réponse de l'offre aux chocs de prix, en soutenant les producteurs subissant de violentes chutes de revenu. Bien que les producteurs qui souhaitent emprunter soient généralement contraints de recourir à des mécanismes de crédit et d'assurance informels - dans la mesure où les institutions formelles sont peu répandues et où les producteurs ne disposent souvent pas de garanties suffisantes (Besley, 1995) - le développement des institutions formelles de crédit peut influencer la capacité de gestion du risque des producteurs de manière indirecte. Guillaumont-Jeanneney et Kpodar (2005) ont développé l'idée selon laquelle que le développement du crédit informel, qui est souvent le seul recours des plus pauvres, serait facilité par le développement du circuit formel, ce dernier offrant aux institutions financières informelles des opportunités d'investissement profitable qui n'auraient pas été offertes aux petits producteurs directement (Beck, Demirgüç-Kunt, et Levine, 2004). Par ailleurs, le système financier formel offre aux producteurs la possibilité d'épargner. Les producteurs contraints à l'auto-financement et à l'auto-assurance ont accès aux dépôts rémunérés, ce qui peut constituer une incitation à l'épargne (McKinnon, 1973). Ainsi, en encourageant l'épargne, le développement financier peut contribuer à réduire la réponse de l'offre à l'instabilité des prix.

4.3.4 Le modèle économétrique

La fonction d'offre sur laquelle repose l'analyse a la particularité d'inclure des variables macroéconomiques interagissant avec la variable d'instabilité des prix. Pour cela, le modèle de référence (4.3.1) est augmenté d'un terme interactif entre l'environnement macroéconomique et l'instabilité des prix internationaux :

$$Y_{it} = \gamma_0 + \gamma_1.Y_{it-1} + \gamma_2.Pw_{it} + \gamma_3.IPw_{it} + \gamma_4.X1_{it} + \gamma_5.X2_{it} + \gamma_6.X2_{it}*IPw_{it} + \epsilon_{it} + u_i \quad (4.3.2)$$

où $X1_{it}$ est un vecteur de variables autres que les prix ; $X2_{it}$ est un vecteur de variables macroéconomiques susceptibles d'influencer l'effet de l'instabilité des prix sur l'offre ; $X2_{it} * IPw_{it}$ est le terme interactif ; ϵ_{it} est le terme résiduel ; enfin, u_i représente les caractéristiques spécifiques à chaque pays invariantes dans le temps et inobservables.

Le terme d'interaction est supposé capter l'influence de l'environnement macroéconomique sur la réponse de l'offre à l'instabilité des prix. Ainsi, dans la mesure où le développement des infrastructures est sensé réduire l'impact de l'instabilité des prix, le signe attendu du terme interactif est positif. C'est également le cas du développement financier, supposé offrir des opportunités financières aux institutions informelles et faciliter la constitution de l'épargne. En revanche, le signe attendu du terme interactif de l'inflation et de l'instabilité est négatif, les deux variables agissant sur l'offre de manière négative. Naturellement, dans tous les cas, le terme interactif, s'il s'avère significatif, peut aussi être interprété comme l'influence négative de l'instabilité sur la réponse de l'offre aux facteurs macroéconomiques - pourvu que les variables d'environnement macroéconomique introduites de manière additive dans l'équation de régression s'avèrent statistiquement significatives.

4.4 Construction des indices de prix et mesure de l'instabilité

Les indices de prix agrégés sont construits suivant la méthodologie utilisée dans une étude récente proposée par Dehn (2000). Ce dernier a montré qu'il était préférable que l'analyse de la volatilité du prix des produits repose sur des indices de prix *spécifiques* à chaque pays de l'échantillon et que les indices habituellement utilisés (l'indice du prix d'un produit individuel, l'indice des termes de l'échange ou l'indice agrégé de tous les prix) n'étaient donc pas appropriés.

4.4 Construction des indices de prix et mesure de l'instabilité

4.4.1 Indices de prix et de production

Les indices de prix des produits construits pour l'analyse sont spécifiques à chaque pays de l'échantillon dans la mesure où ils reflètent le prix des produits agricoles exportés par chaque pays. Les prix agrégés sont les prix internationaux réels convertis en monnaie locale. Conformément à la classification établie par Dehn (2000), les pays de l'échantillon sont dits « exportateur d'un type particulier de produits agricoles » (produits agricoles alimentaires ou produits agricoles non-alimentaires) dès lors que les exportations de ce type particulier de produits agricoles représente plus de 50% du total des exportations de produits de base. Pour chaque pays, un indice de prix de type Deaton et Miller (1995) est construit en fonction du type agricole du pays :

$$P\$_{it} = \prod_j P_{jt}^{w_{ij0}}$$

où w_{ij0} représente la pondération et P_j est l'indice du prix international en dollars du produit j exporté par le pays i . Dans la mesure où la pondération w_{ij0} est spécifique au pays i , l'indice de prix agrégés $P\$_i$ est spécifique au pays i . Le tableau 4.6 présente la classification des pays de l'échantillon et indique le type de produits agricoles majoritairement exportés. Le tableau 4.7 donne les prix des produits agricoles utilisés dans la construction des indices. Les séries de prix internationaux sont issues de la base de données annuelles IFS 2004. Les prix agrégés dans les indices sont pondérés par la part de chaque produit dans le total de la production agricole de 1990. Les données relatives aux quantités produites utilisées dans la pondération sont issues de la base de données FAOSTAT 2004 (tableau 4.7).

Les indices de prix sont ensuite déflatés par la valeur unitaire à l'exportation des pays de l'OCDE (WDI 2004). Ils sont également convertis en monnaie locale :

$$Pw = \frac{P\$}{VUE} * TCR$$

avec

$$TCR = TCR * \frac{VUE}{IPC}$$

Pw représente l'indice de prix réel exprimé en monnaie locale ; $P\$$ représente l'indice de prix international ; VUE représente la valeur unitaire à l'exportation des pays de l'OCDE ; IPC est l'indice des prix à la consommation ; enfin, TCR est le taux de change réel bilatéral par rapport au dollar. Les produits agricoles utilisés dans les indices de prix sont ceux utilisés dans les indices de production.

4.4.2 Mesure de l'instabilité des indices de prix

Traditionnellement, les études empiriques reposaient sur des mesures inconditionnelles de la variabilité des prix telles que l'écart-type ou le coefficient de variation. Aujourd'hui, la plupart des auteurs utilisent des mesures de l'instabilité des prix qui tiennent compte de l'expérience des producteurs, celle-là même qui leur permet de prévoir certains éléments et tendances du processus de formation des prix¹⁴. La mesure utilisée ici est donc standard : il s'agit de l'écart quadratique moyen par rapport à la tendance (déterminée par les éléments « prévisibles » du processus de formation des prix). Dès lors que les séries de prix peuvent ne pas être purement stochastiques, la tendance estimée peut être « mixte », c'est-à-dire combiner un élément stochastique et un élément déterministe. Cette tendance mixte est estimée sur la période 1961-2002. Par la suite, l'écart quadratique moyen par rapport à la tendance (exprimé en pourcentages) est calculé pour chaque pays de l'échantillon. L'utilisation des écarts quadratiques permet de donner une pondération plus élevée aux écarts les plus importants (Macbean et Nguyen, 1980). L'instabilité des prix est mesurée chaque année par rapport aux cinq années précédentes. La mesure de l'instabilité pour l'année t (t représente ici une année et non plus une période) peut être formulée de la manière suivante :

$$IPw_t = 100 \sqrt{\frac{1}{5} \sum_{k=0}^5 \left(\frac{Pw_{t-k} - \hat{P}w_{t-k}}{\hat{P}w_{t-k}} \right)^2}$$

avec

$$\hat{P}w_t = \hat{a} + \hat{b}Pw_{t-1} + \hat{c}t$$

Le tableau 4.2 présente la moyenne de l'instabilité des indices de prix sur six sous-périodes. Elle atteint un pic - autour de 10% de la valeur tendancielle - sur les sous-périodes récentes : 1975-1981, 1982-1988 et 1996-2002.

4.4.3 Autres sources de données

La variable d'infrastructures est issue de la base de données *Database of World Infrastructure Stocks* (Canning, 1998). Cet indice est une moyenne de quatre mesures (par habitant) : le nombre de kilomètres de routes, le nombre de kilomètres de

¹⁴Dans la littérature récente par exemple, Dehn (2000) a mesuré la volatilité des indices de prix en calculant l'écart-type du terme résiduel d'un modèle GARCH (*Generalized Autoregressive Conditional Heteroskedasticity Model*). Sarris (2000) a mesuré la volatilité du prix réel du maïs, du blé et du riz, à partir de la régression de l'indice de prix sur le temps avec une spécification ARMA (*Autoregressive Moving Average model*) du terme d'erreur. Dans le manuel *Commodity Price Statistics* de la CNUCED (Conférence des Nations Unies sur le Commerce et le Développement), la volatilité des prix est mesurée par le pourcentage d'écart du prix par rapport à la tendance exponentielle.

4.5 Résultats

TAB. 4.2 – Instabilité moyenne sur l'échantillon

Période	Instabilité
1961-1967	6.34
1968-1974	6.15
1975-1981	10.15
1982-1988	9.41
1989-1995	10.74
1996-2002	6.97
Note : L'instabilité est mesurée par l'écart quadratique moyen par rapport à la valeur tendancielle (en pourcentage).	

routes pavées, le nombre de kilomètres de chemin de fer et le nombre de téléphones. Bien que la base de Canning (1998) inclut également certaines mesures relatives à la qualité des infrastructures (comme le pourcentage de routes en mauvais état, le pourcentage d'appels téléphoniques n'ayant pas abouti, le pourcentage de locomotives diesel disponibles ou le pourcentage de perte d'électricité par le système), celles-ci ne sont disponibles que pour les années récentes et ne peuvent donc pas être utilisées dans cette analyse.

Deux indicateurs de développement financiers sont retenus : les actifs liquides du système financier (M3) rapportés au PIB et la valeur des crédits accordés par les intermédiaires financiers au secteur privé rapportée au PIB. Le premier ratio fait référence à la capacité du système financier à soutenir les producteurs exposés au risque de prix en encourageant l'épargne. Le second ratio fait référence au rôle des institutions informelles susceptibles d'accorder des prêts aux producteurs. Les autres variables introduites dans les régressions sont décrites en annexe.

4.5 Résultats

Un modèle à effets-fixes est d'abord estimé à l'aide de l'estimateur *within*, qui permet de prendre en compte les effets spécifiques aux pays, invariants dans le temps et inobservables. Un modèle incluant la variable dépendante retardée est ensuite estimé à l'aide de l'estimateur Arellano-Bond¹⁵. L'estimateur *GMM system* permet également de tenir compte des effets spécifiques inobservables, mais également de l'endogénéité de la variable dépendante retardée et de celle potentielle des autres variables explicatives - ce qui peut être le cas de la variable de prix pour les pays

¹⁵Arellano et Bond (1991) ont développé un estimateur basé sur la Méthode des Moments Généralisée. Une version augmentée de cet estimateur a été proposée par Arellano et Bover (1995) et plus largement développée par Blundell et Bond (1998). L'estimateur initial est parfois appelé « GMM en différence » et sa version augmentée « GMM system ».

dont la production est susceptible d'influencer le prix international. L'utilisation de l'estimateur *GMM system* est donc préférable ici, d'autant plus que l'inclusion de la variable dépendante retardée semble plus réaliste au regard des mécanismes qui sous-tendent la réponse de l'offre. Les résultats obtenus à l'aide de l'estimateur *within* sont toutefois présentés en annexe et tiennent lieu de test de robustesse.

4.5.1 L'effet inconditionnel de l'instabilité des prix internationaux

Les données de panel couvrent 25 pays sur 6 périodes : 1961-1967, 1968-1974, 1975-1981, 1982-1988, 1989-1995 et 1996-2003. Le panel n'est pas cylindré. Les principaux résultats sont présentés dans le tableau 4.3. La première colonne présente les résultats de l'estimation en *GMM system*, avant l'inclusion des variables macroéconomiques susceptibles d'influencer l'impact de l'instabilité des prix. L'instabilité a un effet significatif et négatif sur l'offre, ce qui est le résultat attendu. Les producteurs sont donc suffisamment exposés aux variations des prix internationaux pour que cela influence leurs décisions de production. L'élasticité de court terme¹⁶ de l'offre par rapport à l'instabilité est proche de -0.23. Ceci signifie que l'offre peut diminuer de 23% si l'instabilité double, ce qui est relativement important, si l'on considère que l'instabilité peut facilement passer de 5% à 10%. Les élasticités de long terme sont obtenues en ajustant les coefficients estimés par le paramètre $(1 - \gamma_1)$. L'élasticité de long terme par rapport à l'instabilité est proche de -0.37. Les résultats obtenus par l'estimation *within* sont présentés dans le tableau 4.8 en annexe. Ils montrent là aussi un effet significatif de l'instabilité des prix, quoique de moindre ampleur (-0.1).

4.5.2 L'effet de l'environnement macroéconomique sur l'impact de l'instabilité

La deuxième colonne du tableau 4.3 présente les résultats de la régression avec l'inclusion de la variable d'infrastructures. A la moyenne de la variable infrastructure, l'élasticité de l'offre par rapport à l'instabilité est proche de -0.23. Ce résultat permet aussi de mettre en évidence que l'effet de l'instabilité peut être réduit de 35% si la valeur moyenne de l'infrastructure est multipliée par deux, conformément à l'hypothèse selon laquelle l'impact de l'instabilité sur l'offre diminue lorsque les infrastructures se développent¹⁷.

¹⁶Les résultats de l'estimation en *within* reflètent également une élasticité de court terme. Toutefois, ces résultats sont moins fiables que ceux obtenus par les *GMM system*, en raison des propriétés de cet estimateur.

¹⁷Le tableau 4.3 présente les résultats des estimations où les facteurs macroéconomiques sont introduits séparément parce que ces derniers sont fortement corrélés, ce qui rend l'interprétation des résultats peu claire, comme cela apparaît dans la dernière colonne du tableau. Il existe plusieurs façons de traiter le problème de la multicollinéarité. L'une d'elles est d'exclure les variables dont les t sont faibles lorsqu'elles sont introduites ensembles (Maddala, 1992). En réalité, cette méthode est susceptible d'introduire un biais d'omission dans les estimations en *within*, puisque celui-ci ne permet pas de corriger les biais d'endogénéité. Toutefois, il apparaît ici que les facteurs macro pris

4.5 Résultats

TAB. 4.3 – Estimation de la fonction d'offre agrégée (*GMM system*)

$\ln Y_t$	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
$\ln Y_{t-1}$	0.383*** <i>0.093</i>	0.413*** <i>0.093</i>	0.353*** <i>0.089</i>	0.359*** <i>0.081</i>	0.338*** <i>0.115</i>	0.511*** <i>0.097</i>
$\ln Pw_t$	0.039** <i>0.020</i>	0.038* <i>0.022</i>	0.026* <i>0.014</i>	0.045** <i>0.020</i>	0.167* <i>0.102</i>	0.036** <i>0.016</i>
$\ln IPw_t$	-0.226*** <i>0.052</i>	-0.311*** <i>0.094</i>	-0.119* <i>0.067</i>	0.085 <i>0.088</i>	-0.889*** <i>0.274</i>	-0.729* <i>0.427</i>
$\ln fra_t$		-0.839 <i>0.522</i>				0.023 <i>0.392</i>
$\ln fra_t * \ln IPw_t$		0.349* <i>0.204</i>				0.056 <i>0.185</i>
$\ln IPC_t$			0.019 <i>0.013</i>			0.027*** <i>0.009</i>
$\ln IPC_t * \ln IPw_t$			-0.010* <i>0.005</i>			-0.013*** <i>0.004</i>
$\ln credit_t$				-0.069 <i>0.071</i>		-0.167 <i>0.159</i>
$\ln credit_t * \ln IPw_t$				0.079** <i>0.040</i>		0.104 <i>0.068</i>
$\ln M3_t$					-0.273 <i>0.190</i>	-0.773*** <i>0.226</i>
$\ln M3_t * \ln IPw_t$					0.222** <i>0.088</i>	0.236** <i>0.106</i>
constante	0.365*** <i>0.126</i>	0.568*** <i>0.206</i>	0.269** <i>0.127</i>	-0.439** <i>0.222</i>	0.598 <i>0.583</i>	2.566*** <i>0.047</i>
Obs.	125	120	125	117	117	112
Nb. pays	25	24	25	25	25	24
Hansen	0.164	0.576	0.421	0.606	0.684	1.000
F-test	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000

*** (respectivement **, *) signifie significatif au seuil de 1% (respectivement 5% et 10%).
Les écart-types sont présentés sous les coefficients.

La troisième colonne du tableau 4.3 présente les résultats de la régression avec l'inclusion de la variable d'inflation. L'influence de l'indice des prix à la consommation sur l'impact de l'instabilité est significatif et l'élasticité de l'offre par rapport à l'instabilité, calculée à la moyenne de la variable *IPC*, est proche de -0.15. La capacité des producteurs à gérer les conséquences de l'instabilité des prix semble améliorée par l'épargne : lorsque le niveau d'inflation tend à appauvrir les producteurs ou simplement à décourager leur propension à épargner, ceux-ci réduisent leur offre à mesure que l'instabilité augmente.

Les colonnes 4 et 5 du tableau 4.3 présentent les résultats de l'influence du développement financier sur la relation instabilité-offre. L'effet du crédit ainsi que la capacité de prêt du système financier (représentée par le ratio de *M3* et du *PIB*) interagissant avec l'instabilité, sont significatifs et positifs, ce qui suggère que le développement financier peut contribuer à atténuer les effets de l'instabilité sur l'offre. Les résultats des estimations en *within* montrent également une influence significative du niveau d'infrastructure, du niveau d'inflation et du crédit privé. En revanche, l'effet de la capacité générale du système financier à octroyer des prêts n'est pas significatif, bien que le coefficient soit du signe attendu.

Pour mieux apprécier dans quelle mesure l'effet de l'instabilité des prix internationaux sur l'offre peut être modifié par les facteurs macroéconomiques, l'élasticité de l'offre par rapport à l'instabilité des prix est calculée en fonction de différentes valeurs des variables macro (les quartiles). Le tableau 4.4 présente les résultats des calculs effectués à partir des résultats des régressions en *GMM system*. A la valeur médiane de la variable d'infrastructures, l'élasticité de l'offre est proche de -0.25. Lorsque l'on glisse vers le quartile le moins élevé, l'élasticité augmente (en valeur absolue). La différence entre le quartile le plus faible et celui le plus élevé est relativement importante puisque l'effet de l'instabilité est 1.5 fois plus fort dans le quartile le plus défavorisé. Concernant le développement financier, la différence entre le quartile le plus faible et celui le plus élevé apparaît là aussi relativement importante. Les résultats concernant l'inflation indiquent une différence moins nette.

Enfin, une spécification alternative du modèle est estimée. Dans la mesure où l'effet de l'instabilité sur l'offre peut être différents selon le niveau initial d'instabilité, une spécification semi-log est testée. Le tableau 4.5 présente les résultats des régressions - avec la variable dépendante en logarithmes et la variable d'instabilité

séparément ne modifient guère la spécification, comme l'indique le R^2 . Quoi qu'il en soit, l'estimateur des *GMM system*, lui, est supposé corriger les biais d'endogénéité qui peuvent être causés entre autres par l'omission de variables.

4.6 Conclusion

TAB. 4.4 – Elasticité selon la valeur des facteurs macroéconomiques

Quartiles	Infrastructures	Inflation	Développement financier
1 ^e quartile	-0.28	-0.14	-0.19
Médiane	-0.25	-0.15	-0.15
3 ^e quartile	-0.19	-0.16	-0.17
Différence entre 1 ^e et 3 ^e quartile	0.1 points	0.02 points	0.12 points

Note : Calculs à partir des estimations en *GMM system* (tableau 4.3).

simplement en niveau. Les résultats montrent que l'effet de l'instabilité est proche de celui estimé via le modèle log-log pour des niveaux d'instabilité relativement élevés : les estimations en *GMM system* mettent en évidence une baisse de la production de 23% lorsque l'instabilité passe de 10 à 20%, pour les deux spécifications du modèle. En revanche, si l'on envisage une hausse de l'instabilité passant de 1 à 2%, les résultats pour la spécification semi-log présentent une baisse de la production de 2.4% seulement (alors qu'avec la spécification log-log, la baisse de la production reste de 23%). Ces résultats suggèrent l'existence d'un seuil dans la réponse de l'offre à l'instabilité des prix, les producteurs pouvant être plus sensibles à une hausse de l'instabilité lorsqu'elle est déjà élevée.

L'analyse empirique a permis de montrer que l'offre agricole agrégée avait été directement affectée par l'instabilité des prix sur la période 1961-2002, suggérant ainsi que l'intervention politique n'aurait pas permis d'isoler les producteurs de l'instabilité des prix internationaux, les prix à la production n'ayant jamais été déconnectés de ces derniers. De plus, la réponse de l'offre s'est avérée différente d'un pays à l'autre, puisque dépendante de l'environnement macroéconomique propre à chaque pays, en particulier le développement des infrastructures et du système financier.

4.6 Conclusion

Alors qu'une vaste littérature traite de l'impact de la volatilité des prix sur l'offre agricole à l'échelle microéconomique - à travers l'analyse temporelle d'un produit agricole individuel à l'intérieur d'une zone géographique limitée - peu de travaux traitent de la réponse de l'offre agricole à l'instabilité des prix à un niveau plus agrégé. Pourtant, la volatilité des prix agricoles internationaux reste une question centrale pour les producteurs dans de nombreux pays.

Cette analyse constitue un apport à la littérature sur le sujet parce qu'elle traite de l'impact de la volatilité des prix sur l'offre au niveau pays. Elle présente en

La réponse variable de l'offre agricole à l'instabilité des prix internationaux

TAB. 4.5 – Estimation de l'offre selon la spécification

Estimateur	GMM	GMM	Within	Within
Spécification	log-log	semi-log	log-log	semi-log
$\ln Y_{t-1}$	0.383*** 0.093	0.399*** 0.089		
$\ln Pw_t$	0.039** 0.020	0.048** 0.020	0.073** 0.028	0.111** 0.049
$\ln IPw_t$	-0.226*** 0.052		-0.098* 0.054	
IPw_t		-0.024*** 0.007		-0.008** 0.004
Nb. obs.	125	125	150	150
Nb. pays	25	25	25	25

outre plusieurs caractéristiques spécifiques. Premièrement, elle permet d'estimer la réponse de l'offre de produits agrégés au niveau pays par le biais d'indices spécifiques reflétant le prix des produits exportés par chaque pays de l'échantillon. Deuxièmement, elle permet de déterminer l'existence d'un impact direct de l'instabilité des prix internationaux sur l'offre. Enfin, elle met en lumière le caractère variable de la réponse de l'offre entre les pays.

Les résultats corroborent les hypothèses selon lesquelles la réponse des producteurs à l'instabilité dépend des facteurs macroéconomiques qui influencent leur capacité de gestion du risque de prix. Ils montrent que l'effet de l'instabilité des prix sur l'offre est accentué par un taux d'inflation élevé, un faible niveau d'infrastructures et un système financier faiblement développé. Ceci suggère que la vulnérabilité des producteurs vis-à-vis de l'instabilité des prix mondiaux peut être réduite par l'amélioration de l'environnement macroéconomique.

4.6 Conclusion

TAB. 4.6 – Échantillon

Pays	Type agricole
Argentine	alimentaire
Colombie	alimentaire
Costa Rica	alimentaire
Côte d'Ivoire	alimentaire
Gambie	alimentaire
Guatemala	alimentaire
Haïti	alimentaire
Honduras	alimentaire
Inde	alimentaire
Kenya	alimentaire
Madagascar	alimentaire
Myanmar	non-alimentaire
Niger	non-alimentaire
Pakistan	non-alimentaire
Panama	alimentaire
Paraguay	alimentaire
Philippines	alimentaire
Salvador	alimentaire
Samoa	alimentaire
Sénégal	alimentaire
Soudan	non-alimentaire
Sri Lanka	alimentaire
Thaïlande	alimentaire
Turquie	non-alimentaire
Uruguay	alimentaire

TAB. 4.7 – Produits agricoles (prix et production)

Données de prix	Données de production
BANANAS LAT/AMER.US.P.	IFS
BEEF ALL ORIG.US PORTS	IFS
COCOA NY & LONDON-3FUTURE MONTH	IFS
COCONUT OIL PHILIPP. NY	IFS
COFFEE OTHER MILDS (NEW YORK)	IFS
GROUNDNUT OIL CIF EUROPE	IFS
GROUNDNUTS NIGERIA/LONDON	IFS
LAMB N.ZEALAND (LONDON)	IFS
MAIZE US(GULF PORTS)	IFS
PALM KERNEL OIL	CNUCED
PALM OIL MALAYSIA (U.K.)	IFS
RICE THAILAND (BANGKOK)	IFS
SORGHUM U.S. (ROTTERDAM)	IFS
SOYBEAN OIL US (ROTTERDAM)	IFS
SOYBEANS US(ROTTERDAM)	IFS
SUGAR EEC IMPORT PR.	IFS
TEA AVERAGE AUCTION (LONDON)	IFS
WHEAT U.S.GULF PORTS	IFS
COTTON US LIVERPOOL	IFS
JUTE BANGLADESH(CHITT-CHAL)	IFS
LINSEED OIL (ANY ORIGIN)	IFS
RUBBER MALAYSIA (SINGAPORE)	IFS
SISAL E.AFR UG LONDON	IFS
TOBACCO	CNUCED
WOOL AUSTRALIA-N.ZEAL(UK)50S	IFS

Sources : IFS 2004, CNUCED 2003, FAOSTAT 2004.

4.6 Conclusion

TAB. 4.8 – Estimation de la fonction d'offre agrégée (*within*)

$\ln Y$	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
$\ln Pw$	0.073** <i>0.028</i>	0.101** <i>0.028</i>	0.031 <i>0.037</i>	0.061** <i>0.026</i>	0.057** <i>0.027</i>
$\ln IPw$	-0.098* <i>0.054</i>	-0.184*** <i>0.066</i>	-0.095* <i>0.057</i>	-0.162 <i>0.134</i>	-0.428 <i>0.292</i>
T	0.280*** <i>0.064</i>	0.317*** <i>0.066</i>	0.299*** <i>0.063</i>	0.243*** <i>0.061</i>	0.256*** <i>0.065</i>
T^2	-0.018** <i>0.009</i>	-0.024** <i>0.009</i>	-0.021** <i>0.009</i>	-0.012 <i>0.008</i>	-0.015* <i>0.008</i>
$clim$	-0.014* <i>0.007</i>	-0.015** <i>0.007</i>	-0.014* <i>0.008</i>	-0.012* <i>0.006</i>	-0.017*** <i>0.006</i>
$infra$		-0.242 <i>0.419</i>			
$infra * \ln IPw$		0.371** <i>0.178</i>			
$\ln IPC$			0.022 <i>0.018</i>		
$\ln IPC * \ln IPw$			-0.014* <i>0.008</i>		
$\ln credit$				0.088 <i>0.091</i>	
$\ln credit * \ln IPw$				0.104* <i>0.055</i>	
$\ln M3$					-0.113 <i>0.164</i>
$\ln M3 * \ln IPw$					0.116 <i>0.090</i>
constante	-0.926*** <i>0.173</i>	-1.056*** <i>0.207</i>	-0.749*** <i>0.202</i>	-1.143*** <i>0.278</i>	-0.524 <i>0.482</i>
Obs.	150	144	150	141	142
Nb. pays	25	24	25	25	25
R^2 ajusté	0.62	0.64	0.63	0.69	0.66

*** (respectivement **, *) signifie significatif au seuil de 1% (respectivement 5% et 10%). Les écart-types sont présentés sous les coefficients. T représente le temps. $clim$ représente le risque climatique.

Annexe A Agrégation des fonctions d'offre individuelles

D'après les travaux de Theil (1954), Barreto et Howland (1998) développent un exemple simple d'agrégation de deux fonctions de revenu individuelles (le modèle traditionnel de la littérature sur le biais d'agrégation). Le même exemple algébrique peut être donné dans le cas de deux fonctions d'offre individuelles. Soient les deux fonctions d'offre suivantes :

$$Y_1 = a_1 + b_1.P_1$$

$$Y_2 = a_2 + b_2.P_2$$

où Y_1 représente la production du producteur 1 et Y_2 la production du producteur 2. P_1 est le prix auquel le producteur 1 est payé et P_2 est le prix auquel le producteur 2 est payé. Si ces deux prix sont différents, l'agrégation des fonctions peut conduire à l'apparition d'un biais, dans la mesure où les paramètres estimés dans fonction d'offre agrégée obtenue à partir des données agrégées, ne sont pas égaux à la moyenne des paramètres individuels. Soit la fonction agrégée suivante :

$$Y_m = a_m + b.P_m$$

où Y_m est la moyenne agrégée de Y_1 et Y_2 , P_m est la moyenne agrégée de P_1 et P_2 et a_m est aussi la moyenne de a_1 et a_2 mais où b n'est pas la moyenne de b_1 et b_2 puisque :

$$b = \frac{1}{2}(b_1 \frac{P_1}{P_m} + b_2 \frac{P_2}{P_m})$$

Theil (1954) montre que le paramètre b est en réalité égal à la somme du paramètre agrégé désiré b_m , moyenne de b_1 et de b_2 , plus un terme de covariance :

$$b = \frac{1}{2}(b_1 \frac{P_1}{P_m} + b_2 \frac{P_2}{P_m}) = b_m + cov(b_i, slope P_i on P_m)$$

Le biais d'agrégation est donc égal au terme de covariance. A partir de là, il existe plusieurs manières d'annuler le terme de covariance. L'une d'elle est d'avoir $P_1 = P_2$, ce qui est le cas dans l'analyse.

Annexe B Description des variables et sources des données

Nom de la variable : Y

Description : Indice agrégé des produits agricoles (Laspeyres). Quantités pondérées par le prix international des produits en 1990. Moyenne du logarithme de la variable sur chaque sous-période.

Source : FAOSTAT 2004, IFS 2004.

Nom de la variable : Pw

Description : Indice des prix réels internationaux en monnaie locale (Deaton-miller). Moyenne du logarithme de la variable sur chaque sous-période.

Source : FAOSTAT 2004 pour les pondérations, IFS 2004 pour les prix, WDI 2004 pour le déflateur.

Nom de la variable : IPw

Description : Instabilité de l'indice des prix réels en monnaie locale. Écart quadratique moyen par rapport à la tendance mesurée sur 1961-2002 (exprimé en pourcentages). Moyenne du logarithme de la variable sur chaque sous-période.

Source : Calculs de l'auteur.

Nom de la variable : $clim$

Description : Risque climatique. Écart quadratique moyen par rapport à la tendance mesurée sur 1961-2002 (exprimé en pourcentages). Moyenne de la variable sur chaque sous-période.

Source : Calculs de l'auteur.

Nom de la variable : $infra$

Description : Indice du niveau des infrastructures. Moyenne arithmétique de quatre variables : le nombre de kilomètres de routes, de routes pavées, de voies ferrées et le nombre de lignes de téléphone par habitant. Les trois premières variables sont rapportées à la surface. Moyenne de la variable sur chaque sous-période.

Source : Canning (1998).

Nom de la variable : IPC

Description : Indice de prix à la consommation (déflateur du PIB pour deux pays de l'échantillon). Moyenne du logarithme de la variable sur chaque sous-période.

Source : WDI 2004.

La réponse variable de l'offre agricole à l'instabilité des prix internationaux

Nom de la variable : *credit*

Description : Rapport du crédit privé et des dépôts bancaire, rapporté au PIB.

Moyenne du logarithme de la variable sur chaque sous-période.

Source : Financial Structure Database 2003.

Nom de la variable : *M3*

Description : Masse monétaire M3, rapportée au PIB. Moyenne du logarithme de la variable sur chaque sous-période.

Source : WDI 2004.

CHAPITRE 5

Comment l'instabilité macroéconomique diminue la survie
infanto-juvénile

5.1 Introduction

Chapitre basé sur l'article « How Macro Instability Lowers Child Survival », WIDER, Health Inequality and Deprivation, Palgrave-Macmillan eds., en collaboration avec Guillaumont, P. et Korachais, C., 2008, à paraître.

5.1 Introduction

La réduction de la mortalité infanto-juvénile est un des Objectifs du Millénaire le plus universellement accepté. Toutefois, un important débat est apparu sur les moyens de l'atteindre et son réalisme en ce qui concerne une grande partie des pays africains (Sahn et Stifel, 2003). Les mesures recommandées pour la réalisation de cet objectif sont principalement des mesures d'ordre sanitaire (Sachs, 2002). Or, sans sous-estimer l'importance de ces mesures, notamment les vaccinations, il semble de plus en plus évident que le rythme de réduction de la mortalité des enfants est en grande partie déterminé par l'évolution de l'environnement macroéconomique (voir Grigoriou (2005) pour une revue des travaux quantitatifs récents sur les déterminants de la mortalité infanto-juvénile).

L'influence du niveau du revenu par tête sur la mortalité est certes fréquemment soulignée. Mais une même croissance du revenu n'exerce pas le même effet sur la survie des enfants selon qu'elle est stable ou instable. Nous supposons ici que les hausses et les baisses du revenu ont des effets asymétriques sur la mortalité. L'objectif de cette analyse est ainsi de montrer comment l'instabilité du revenu moyen influence l'évolution de la mortalité infanto-juvénile à revenu moyen donné. Comme l'instabilité du revenu global est elle-même en grande partie déterminée par des facteurs exogènes d'instabilité, tels que l'instabilité des prix internationaux ou du climat (Guillaumont, Guillaumont Jeanneney, et Brun, 1999), nous nous intéressons plus particulièrement à l'impact de celles-ci sur la survie des enfants.

Les chocs négatifs sur le revenu ou les chocs politiques sont susceptibles d'entraîner des hausses de mortalité, comme cela a été mis en lumière dans diverses études (Gakusi, Garenne, et Gaullier, 2005; Cornia et Panicià, 2000; Shkolnikov, Cornia, Leon, et Meslé, 1998). Ce chapitre analyse l'effet moins étudié de l'instabilité, c'est-à-dire l'effet de la succession de chocs positifs et négatifs. L'instabilité ainsi entendue (instabilité du revenu, des exportations, des termes de l'échange, du climat, etc.) exerce généralement deux types d'effets : des effets *ex ante* de risque et des effets *ex post* d'asymétrie dus à des réactions différentes aux chutes et aux hausses de revenus. L'effet de risque passe par la croissance économique. Mais au-delà de cet effet, qui s'appuie sur une littérature bien établie, il existe un effet asymétrique des chocs de revenu qui induit un effet négatif de l'instabilité sur la pauvreté - et donc sur le taux de survie - pour un revenu moyen donné. Les effets d'asymétrie sont rarement mis

en évidence au niveau agrégé. Or, s'agissant des effets sur la mortalité, ils sont sans doute dominants. Ainsi, puisque la mortalité infanto-juvénile représente l'indicateur le plus fiable et le plus universel de la pauvreté, il est possible de saisir un impact général des instabilités sur la pauvreté, autre que celui qui passe par le niveau du revenu moyen.

L'estimation est réalisée en panel à partir d'un échantillon de 97 pays en développement sur quatre périodes de 5 ans entre 1980 et 1999 à l'aide de l'estimateur *GMM system* (les résultats reposant sur l'estimateur *within* sont également présentés en annexe). L'effet des chocs exogènes est examiné d'abord à travers une variable d'instabilité du revenu. La relation est ensuite approfondie à partir des sources primaires d'instabilité : instabilité des prix agricoles mondiaux, instabilité des exportations de biens et services et instabilité de la production agricole. La façon dont les instabilités agissent sur la survie infanto-juvénile est exposée dans la section II. La méthodologie et les données utilisées sont présentées dans la section III. Les résultats sont analysés dans la section IV. La section V apporte les éléments de conclusion.

5.2 La relation entre instabilité et survie

L'instabilité macroéconomique, c'est-à-dire la succession de chocs positifs et négatifs, accroît la pauvreté, notamment parce que l'effet des chocs est asymétrique. Les ménages les plus pauvres étant nécessairement les plus vulnérables, lorsque la pauvreté augmente, la survie diminue.

5.2.1 Le canal de la croissance

Les pays en développement sont souvent caractérisés par une forte instabilité macroéconomique. Ce constat a conduit à une importante littérature sur la relation entre instabilités et croissance (voir Guillaumont (2005) pour une revue de la littérature récente). Ainsi, depuis les travaux de Ramey et Ramey (1995), l'effet négatif de l'instabilité de la croissance sur son niveau moyen a souvent été testé (Rodrik, 1991; Martin et Rogers, 2000; Imbs, 2002; Norrbin et Yigit, 2005). Par ailleurs, certains auteurs se sont intéressés aux *sources* de l'instabilité de la croissance ou du revenu moyen et ont testé l'effet de l'instabilité des exportations, des termes de l'échange et du climat sur la croissance. Le courant de recherche le plus ancien et le plus abondant est celui qui se rapporte aux effets de l'instabilité des exportations (voir Araujo-Bonjean, Combes, et Combes-Motel (1999) pour une revue de la littérature). Dans ces divers travaux, les auteurs supposent un effet de l'instabilité dû à l'incertitude des rendements de l'adoption de technologies innovantes ou à l'irréversibilité des investissements (cas de certaines dépenses publiques notamment).

5.2 La relation entre instabilité et survie

Dans la mesure où de nombreux travaux ont mis en évidence l'effet de la croissance sur le niveau de pauvreté (Ravallion et Chen, 1997; Bourguignon, 2004; Dollar et Kraay, 2002; Adams, 2004), il est naturel de supposer que l'instabilité affecte le niveau de pauvreté via la croissance. Cependant, dans ce chapitre, l'attention est portée sur les effets de l'instabilité autres que ceux résultant d'un moindre revenu moyen. L'analyse permet de tester un effet de l'instabilité, rarement étudié au niveau macroéconomique, induit par l'impact asymétrique des chocs.

5.2.2 L'effet d'asymétrie

Peu de travaux traitent de la relation entre instabilité et pauvreté à l'échelle macroéconomique. Cette relation fait en revanche l'objet de nombreux travaux au niveau microéconomique (voir Dercon (2005) pour une revue de la littérature récente). L'instabilité affecte le niveau de pauvreté, mesuré soit par son étendue soit par sa profondeur, parce qu'elle exerce des effets asymétriques permanents sur les conditions de vie des ménages pauvres (dont le revenu se situe en dessous du seuil de pauvreté) et des ménages « presque pauvres » (proches de la ligne de pauvreté). Ainsi, un choc négatif affecte systématiquement le revenu des ménages dont la résilience est faible. En revanche, un choc positif ne permet pas toujours aux ménages de retrouver leur niveau de vie initial parce que les conséquences du choc négatif sont souvent irréversibles. Par exemple, la déscolarisation des enfants dans les ménages ayant subi un choc, la perte de capital humain associée au licenciement ou encore la liquidation d'actifs productifs sont autant d'exemples de chocs négatifs dont les effets sont difficilement réversibles. C'est pourquoi on parle d'asymétrie de réponse (Agenor, 2001). Cette idée est directement héritée de la littérature microéconomique sur le « piège de la pauvreté », qui suppose l'existence d'un équilibre de bas niveau dont, en raison des conditions micro et macroéconomiques, il est difficile de sortir. L'analyse qui suit permet de tester l'existence de ce mécanisme au niveau agrégé.

Il faut souligner que l'effet de l'instabilité sur le taux de survie infanto-juvénile est susceptible de s'exercer à plus long terme. En effet, la détérioration de l'état de santé à la naissance consécutive à un choc de revenu négatif peut avoir des conséquences irréversibles sur l'état de santé plusieurs années après, de sorte que le taux de survie ne peut être amélioré à court terme par un choc positif. Ceci peut se produire dans le cas de carences à la naissance, par exemple, ou autres « déterminants proches de la mortalité » (voir les travaux ayant une approche biomédicale des déterminants du taux de survie infanto-juvénile, Grigoriou (2005)).

L'effet par lequel l'instabilité accroît la pauvreté sans modifier le revenu moyen peut induire une répartition des revenus plus inégalitaire. En effet, l'instabilité est susceptible de réduire le revenu des ménages proches de la ligne de pauvreté (qui

deviennent alors pauvres) tout en augmentant le revenu des plus riches, de sorte que la pauvreté augmente sans que le revenu moyen diminue (Bourguignon, 2004). Toutefois, cet effet, lui-même complexe et variable, a rarement fait l'objet d'analyses économétriques (Breen et Garcia-Peñalosa, 2005).

5.2.3 L'accroissement de la pauvreté induit une diminution de la survie

La relation entre le niveau de revenu moyen et les indicateurs de mortalité, en particulier l'espérance de vie, a été étudiée depuis longtemps (Preston, 1975) et abondamment. A l'échelle microéconomique, il y a en effet plusieurs raisons de penser que les ménages les plus pauvres sont les plus vulnérables dans un contexte d'instabilité macroéconomique (Agenor, 2001). Ces ménages ont des sources de revenu peu diversifiées, ils sont peu qualifiés et moins mobiles entre les secteurs et entre les régions, ils ont peu d'accès au marché du crédit et de l'assurance et ils dépendent plus largement des transferts publics et des services sociaux. Dans la mesure où les ménages les plus pauvres sont aussi les plus vulnérables, le taux de survie dans les pays où la pauvreté augmente est donc plus faible. Peu de travaux empiriques mettent en lumière l'effet comparé de l'instabilité macroéconomique par groupe de revenu. Laursen et Mahajan (2005), par exemple, mettent en évidence un effet négatif et significatif de l'instabilité sur la part du revenu du quintile le plus pauvre de la population, bien que ce résultat ne soit pas robuste pour tous les groupes de pays.

5.3 Méthode d'estimation

L'analyse empirique repose d'abord sur le choix de la forme fonctionnelle de l'équation de test. Par la suite, différentes mesures de l'instabilité sont utilisées dans le but de mettre en évidence l'effet de périodes d'instabilité plus ou moins éloignées dans le temps.

5.3.1 Définition de la variable dépendante

Pour les variables décrivant l'état de santé, comme le taux de survie infanto-juvénile, plusieurs auteurs ont proposé des transformations permettant d'obtenir un indicateur de performance. Dans la mesure où le taux de survie est borné asymptotiquement, du fait de limites physiques et biologiques, l'indicateur de performance doit tenir compte de la borne en question. De plus, une augmentation de cet indicateur doit représenter une performance d'autant plus forte que le niveau initial est élevé, puisqu'il est d'autant plus difficile d'améliorer le taux de survie que celui-ci est déjà élevé (Sen, 1981). Preston (1975) puis Bhalla et Glewwe (1986) ont montré

5.3 Méthode d'estimation

que la transformation logistique répondait à ces critères¹ :

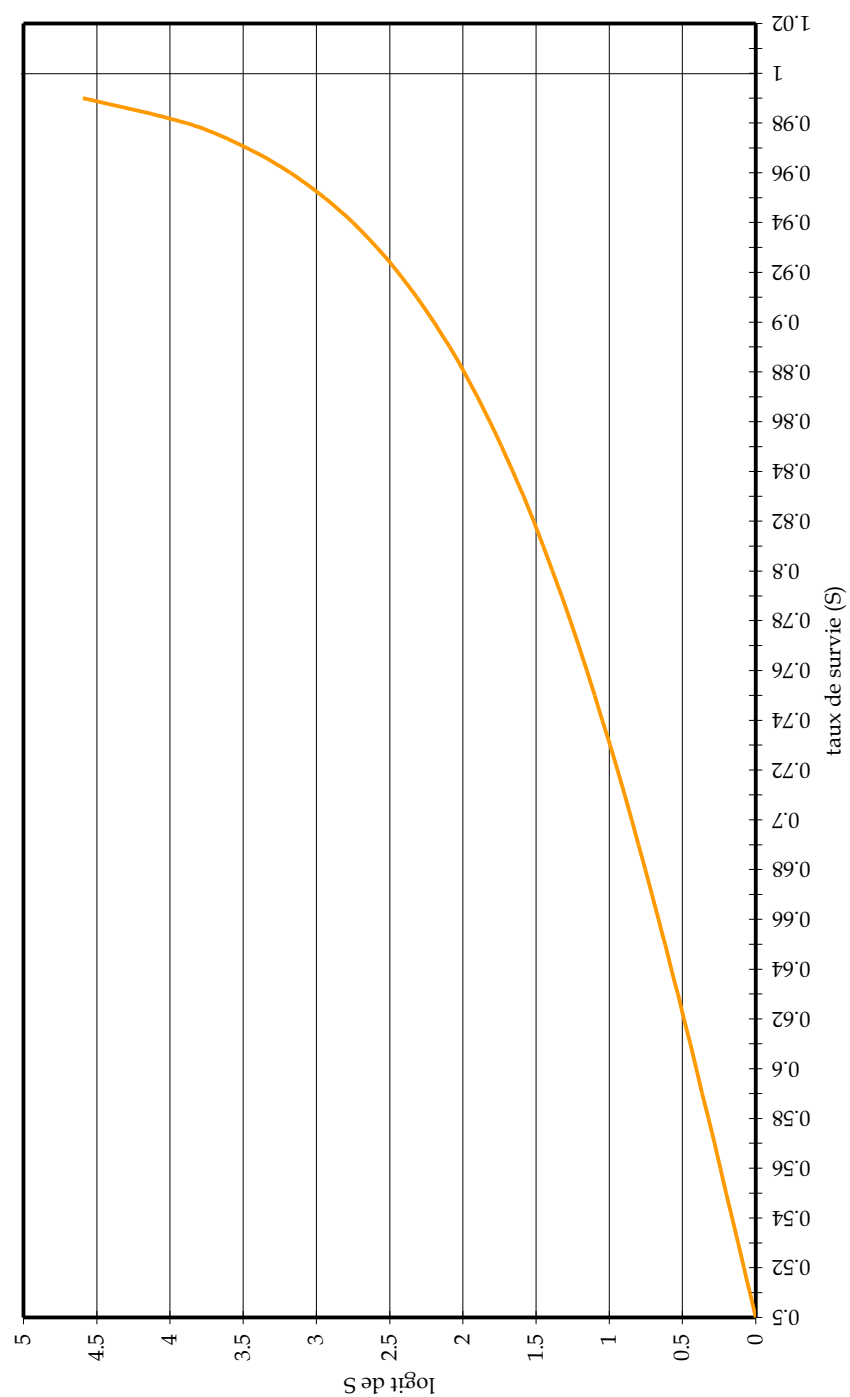
$$Q(S_t) = \ln\left(\frac{S_t}{Max - S_t}\right) \quad (5.3.1)$$

où Q représente la fonction de transformation, S_t représente le taux de survie l'année t et Max représente la borne supérieure du taux de survie (théoriquement 1 mais le taux observé le plus élevé est en réalité de 995 pour mille). La fonction Q présente l'avantage de supprimer la borne supérieure du taux de survie puisque $Q(S)$ tend vers l'infini lorsque S tend vers Max . C'est une fonction croissante ($Q' > 0$). De plus, Q reflète le fait qu'il est d'autant plus difficile d'atteindre Max que S en est déjà proche. C'est une fonction convexe, $Q'' > 0$ si $S > \frac{Max}{2}$, ce qui est le cas de tous les pays (figure 5.1).

Le taux de survie infanto-juvénile est obtenu à partir des données de mortalité infanto-juvénile extraites des Enquêtes Démographiques et de Santé (Demographic Health Surveys) complétées par les estimations de l'Organisation Mondiale de la Santé (Ahmad, Lopez, et Inoue, 2000). Cette base de données correspond à la mise à jour la plus récente, la plus complète et la plus homogène des différents travaux déjà conduits par l'UNICEF, la Banque Mondiale et les Nations Unies, puisqu'elle fournit des estimations du taux de mortalité infanto-juvénile moyen sur des périodes de 5 ans entre 1955 et 1999 pour 171 des 191 pays membres de l'Organisation Mondiale de la Santé.

¹Grigoriou (2005) souligne que les transformations proposées par Sen (1981), par Kakwani (1993) ou par Anand et Ravallion (1993) permettent également de représenter une performance d'autant plus forte que le niveau initial est élevé mais présentent par ailleurs certains inconvénients pour leur utilisation dans l'analyse empirique (problème d'additivité pour la première et problème d'élasticité constante par rapport au revenu pour les deux autres).

FIG. 5.1 – Transformation logistique



5.4 Modèle

5.3.2 Définition de la variable d'intérêt

L'instabilité d'une variable est toujours mesurée relativement à une valeur de référence. Dans les travaux empiriques, elle est souvent mesurée par l'écart-type du taux de croissance de la variable, c'est-à-dire par rapport à la moyenne des taux de croissance. Mais il est préférable de mesurer l'écart à la tendance. Le problème réside alors dans le choix de cette valeur tendancielle. Dans la mesure où la série peut n'être ni purement déterministe, ni purement stochastique, la valeur de référence peut être estimée à partir d'un ajustement mixte, combinant à la fois un élément déterministe et un élément stochastique (méthode retenue aux Nations Unies par le Comité des Politiques de Développement pour la mesure de l'indicateur de vulnérabilité économique EVI). Plus précisément, l'indicateur d'instabilité retenu est l'écart moyen quadratique par rapport à une tendance mixte. Mesurée sur une période de 5 ans, l'instabilité est définie de la manière suivante (l'indice t représente une année) :

$$Ins = 100 \sqrt{\frac{1}{5} \sum_{t=1}^5 \left(\frac{Y_t - \hat{Y}_t}{\hat{Y}_t} \right)^2} \quad (5.3.2)$$

avec

$$\ln \hat{Y}_t = \hat{a} + \hat{b} \cdot \ln Y_{t-1} + \hat{c} \cdot t \quad (5.3.3)$$

avec $t = 1, \dots, 5$. Y_t représente le niveau de revenu l'année t et \hat{Y}_t représente le niveau de revenu tendanciel retenu pour la mesure de l'instabilité. Des tests de robustesse ont été effectués à partir de mesures alternatives telles que l'écart-type des taux de croissance annuels et l'écart moyen absolu par rapport à la tendance mixte :

$$Ins = \frac{100}{5} \sum_{t=1}^5 \frac{|Y_t - \hat{Y}_t|}{\hat{Y}_t} \quad (5.3.4)$$

Dans un premier temps, nous estimons l'effet de l'instabilité mesurée sur la période présente. Cette « instabilité présente » est mesurée par rapport à un *trend* mixte de quatre décennies (1960-2000). Par la suite, nous estimons également l'effet de l'instabilité mesurée sur la période précédente, pour capturer les effets susceptibles d'agir à plus long terme. Cette « instabilité passée » saisit l'effet sur la survie des chocs survenus au cours de la période antérieure. Enfin, nous utilisons une mesure de l'instabilité sur une période de douze ans. Cette « instabilité globale » saisit l'effet des chocs survenus au cours des périodes présente et antérieure.

5.4 Modèle

Le choix de la transformation logistique pour la variable dépendante a plusieurs conséquences quant à l'effet attendu de l'instabilité du revenu moyen (et par exten-

sion des autres instabilités) sur la survie.

5.4.1 La relation entre instabilité du revenu et survie infanto-juvénile

S'il est établi que la relation entre le taux de survie et le revenu moyen dans un PED est décrite par une fonction logistique, alors l'effet de l'instabilité du revenu moyen est nécessairement négatif. Soit la fonction de survie suivante :

$$Q(S) = \alpha + \beta y \quad (5.4.1)$$

où S représente le taux de survie compris entre 0 et 1 et y représente le revenu moyen (en logarithmes) et Q est la transformation logistique. La même relation entre la survie et le revenu est également décrite par l'équation suivante :

$$S = 1/(1 + e^{-(y^\alpha + \beta)}) \quad (5.4.2)$$

Pour $S > 0.5$, ce qui est le cas de tous les pays, la fonction (5.4.2) est croissante et concave. Par conséquent, comme le montre la figure (5.2), le taux de survie associé à un revenu stable (égal au revenu moyen y_{bar}) est supérieur au taux de survie moyen associé à un revenu instable, y prenant successivement les valeurs y_1 et y_2 , en moyenne égal à y_{bar} . De plus, comme le montre la figure 5.3, l'écart entre le taux de survie moyen et le taux de survie associé au revenu moyen est plus important pour la répartition $\{y_2, y_2'\}$ que pour la répartition $\{y_1, y_1'\}$. Ainsi, la concavité de la fonction de survie sur cet intervalle implique également un effet de l'instabilité d'autant plus important que la répartition est inégalitaire².

²Par ailleurs, pour $S > 0.5$, la concavité de la fonction (5.4.2) augmente puis diminue, le maximum de concavité étant atteint lorsque le taux de survie est proche de 788 pour mille (la dérivée troisième s'annule). Cela signifie que l'effet de l'instabilité sur la survie augmente avec le revenu tant que le taux de survie n'atteint pas 0.788, puis diminue quand le revenu augmente lorsque le taux de survie a dépassé 0.788 (figure 5.4). Pour les pays dont le taux de survie reste très faible, il est donc possible qu'un accroissement du revenu ne corresponde pas à une diminution de l'effet de l'instabilité mais au contraire à un accroissement de cet effet. Cependant, parmi les 97 PED de l'échantillon, seuls 4 pays ont un taux de survie inférieur à 788 pour mille en moyenne sur chaque période ou presque : le Niger, le Malawi, la Guinée-Bissau et le Mali. Pour tous les autres pays, l'effet de l'instabilité décroît à mesure que le revenu moyen augmente.

FIG. 5.2 – Taux de survie associé à un revenu instable

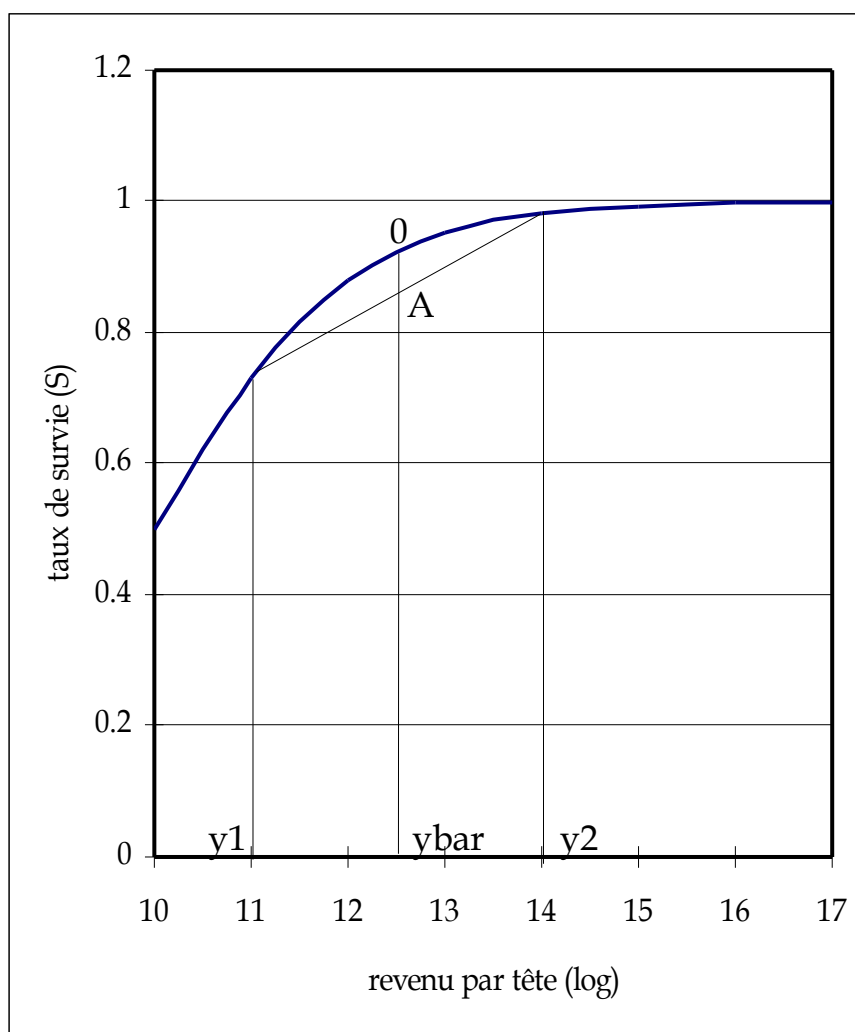


FIG. 5.3 – Taux de survie associé à un revenu inégalitaire

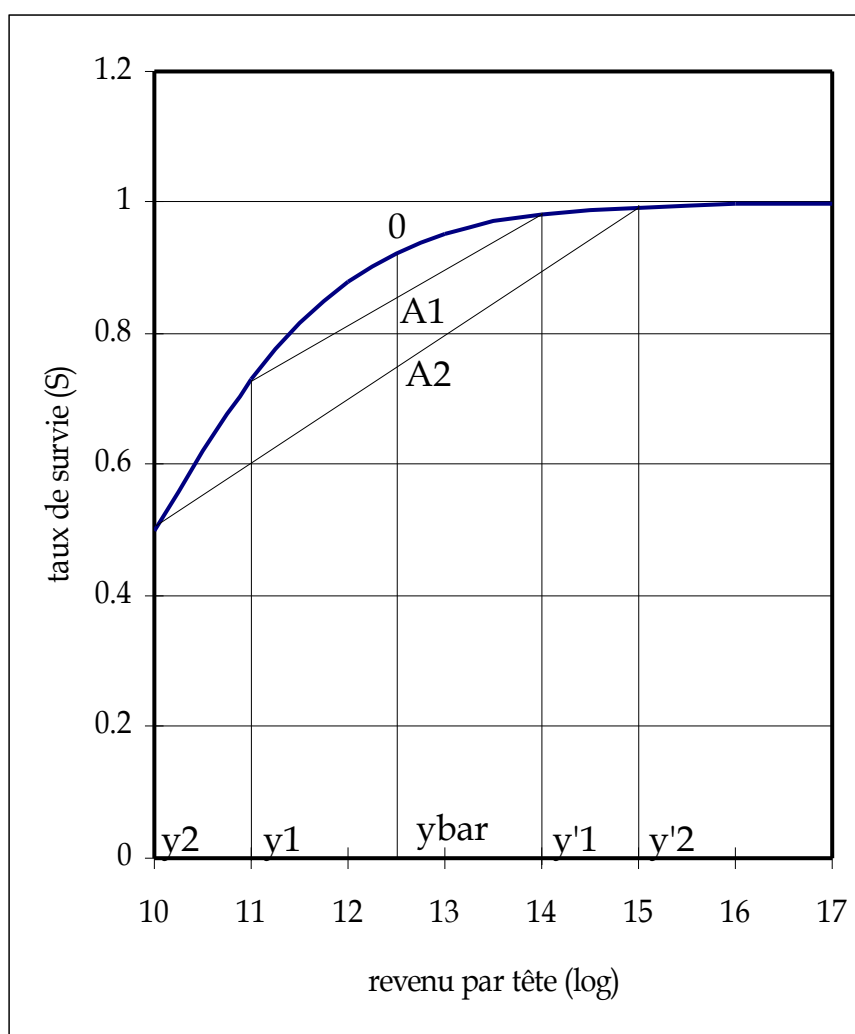
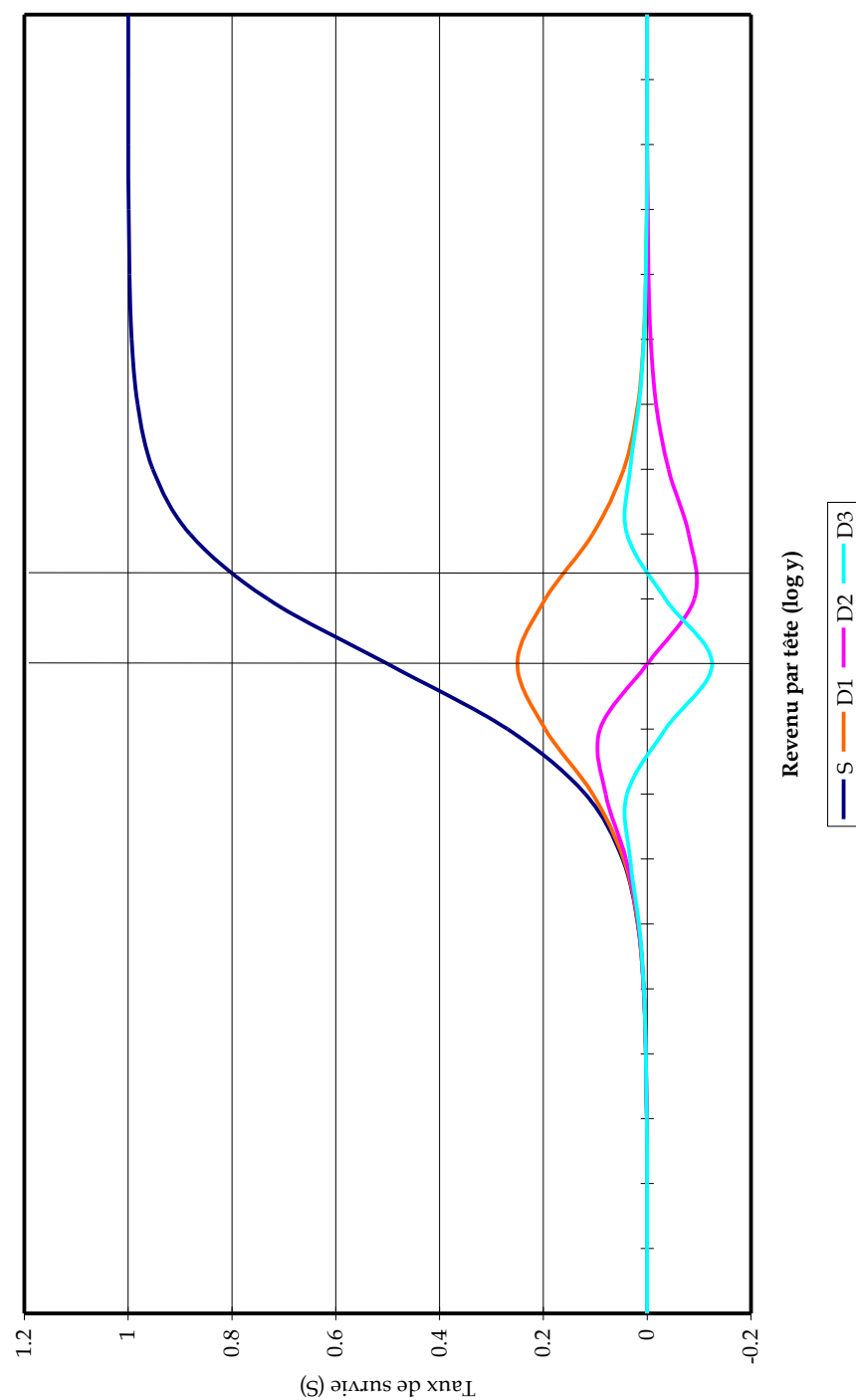


Fig. 5.4 – Fonction de survie et fonctions dérivées ($\alpha = -10$ et $\beta = 1$, valeurs choisies arbitrairement)



Le modèle économétrique suivant permet de tester l'effet de l'instabilité du revenu moyen sur la survie infanto-juvénile en tenant compte du niveau de revenu moyen (l'indice t représente une période) :

$$s_{it} = \alpha_0 + \alpha_1.Ins_{it} + \alpha_2.y_{it} + \alpha_3.X_{it} + \mu_i + \eta_{it} \quad (5.4.3)$$

où s_{it} est la transformation logistique du taux de survie infanto-juvénile moyen sur la période t , y_{it} est le revenu moyen sur la période t exprimé en logarithmes, X_{it} est un vecteur de variables de contrôle telles que l'importance des vaccinations ou l'éducation des femmes (exprimées en logarithmes), μ_i représente les effets inobservables spécifiques aux pays et invariants dans le temps et η_{it} est le terme d'erreur.

5.4.2 La relation entre instabilités primaires et survie

L'effet sur la survie des principales sources d'instabilité du revenu est également testé. Les pays à faible revenu étant souvent caractérisés par une part importante des produits de base dans les exportations et par une forte exposition aux catastrophes naturelles, l'incidence de l'instabilité des prix agricoles internationaux et celle des chocs climatiques y est supposée plus élevée que dans les pays riches (IMF, 2003). Pour tester l'effet de ces instabilités, nous introduisons successivement dans le modèle l'instabilité des exportations de biens et services en dollars constants, l'instabilité de la production agricole par tête (souvent appelée instabilité climatique) et l'instabilité des prix agricoles mondiaux. Le modèle économétrique permettant de tester l'effet direct de ces instabilités sur la survie pour un niveau de revenu moyen donné est analogue au modèle (5.4.3).

5.4.3 Méthodologie et données

L'analyse économétrique repose sur un panel de 97 pays en développement pour les périodes 1980-1984, 1985-1989, 1990-1994 et 1995-1999. La composition de l'échantillon est présentée dans le tableau 5.8. Afin de contrôler pour les effets inobservables spécifiques aux pays, la potentielle endogénéité des régresseurs et le biais de variables omises, nous utilisons l'estimateur *GMM system*.

Dans chacun des modèles estimés, nous introduisons deux variables de contrôle importantes mais dont la disponibilité est relativement plus limitée, ce qui a pour conséquence de réduire l'échantillon : le taux de vaccination diphtérie-coqueluche-tétanos (DPT) des enfants de moins d'un an (WDI 2005), ainsi que le nombre moyen d'années de scolarisation des femmes de plus de 25 ans (Barro et Lee, 2000).

Le revenu moyen est mesuré par le PIB par tête exprimé en dollars constants de 2000 (WDI 2005). La variable d'instabilité des exportations est mesurée à partir

5.5 Résultats

du total des exportations de biens et services en dollars constants, base 100 en 2000 (WDI 2005). La variable d'instabilité climatique est mesurée à partir de l'indice de production agricole par tête (FAOSTAT 2006). L'indice des prix internationaux est une moyenne géométrique pondérée (Deaton et Miller, 1995). Les prix sont issues de la base IFS 2005, convertis en monnaie locale et déflatés par la valeur unitaire à l'exportation des pays développés. Le prix de chaque produit est pondéré par sa part dans la valeur totale de la production agricole en 1990 :

$$P_{it} = \prod P_{jt}^{w_{ij0}} \quad (5.4.4)$$

où P_{jt} représente le prix international du produit i l'année t avec la pondération w_{ij0} .

5.5 Résultats

5.5.1 Statistique descriptive

Le tableau 5.1 donne la description statistique des variables. Celle-ci révèle une certaine hétérogénéité au sein de l'échantillon : le taux de mortalité infanto-juvénile est multiplié par 3.2 entre le premier et le troisième quartile, le taux de vaccination par presque 2 et le niveau d'éducation par 3.4. Nous observons également une certaine hétérogénéité dans les niveaux d'instabilité (elle est multipliée par 2 environ lorsqu'on passe du premier quartile au troisième quartile).

TAB. 5.1 – Statistique descriptive

	SLJ	MIJ	PIB	VACCIN	EDUC	INS(PIB)	INS(X)	INS(AGRI)	INS(Pw)
Min	0.67	0.01	494.11	1.00	0.10	0.36	0.97	0.96	2.30
Max	0.99	0.33	18323.86	99.00	8.18	18.54	62.65	22.57	124.72
Moy	0.89	0.11	3358.55	61.23	3.12	4.14	10.83	6.22	16.63
1 ^e quartile	0.84	0.05	1283.18	42.25	1.37	2.34	5.87	3.22	8.94
2 ^e quartile	0.90	0.10	2563.61	65.60	2.86	3.58	8.81	4.71	12.75
3 ^e quartile	0.95	0.16	4636.39	82.20	4.68	5.38	13.12	8.54	17.96
Nb pays	97	97	97	97	67	97	82	92	43
MIJ	Taux de mortalité infanto-juvénile, compris entre 0 et 1								
SLJ	Taux de survie infanto-juvénile, SLJ=1-MIJ								
PIB	Produit intérieur brut par tête, en PPA, \$ internationaux constants (base 2000)								
VACCIN	Taux de vaccination DPT des enfants de moins d'un an								
EDUC	Nombre moyen de scolarisation des femmes de moins de 25 ans								
INS(PIB)	Instabilité (en % de la tendance) du revenu par tête en \$ constants								
INS(X)	Instabilité (en % de la tendance) des exportations de biens et services en \$ constants (base 2000)								
INS(AGRI)	Instabilité (en % de la tendance) de la production agricole par tête								
INS(Pw)	Instabilité (en % de la tendance) de l'indice des prix agricoles internationaux								

5.5 Résultats

Cependant, si l'instabilité du revenu et celle de la production agricole restent modérées en moyenne sur l'échantillon (respectivement 4.1% et 6.2%), l'instabilité des exportations et celle des prix internationaux apparaissent en moyenne plutôt élevées puisqu'elles atteignent respectivement 10.8 et 16.6% sur l'échantillon.

5.5.2 Les effets de l'instabilité sur la survie

Le panel n'est pas cylindré. En outre, l'échantillon peut varier sensiblement selon l'introduction des variables. En particulier, l'estimation du modèle permettant de tester l'effet de l'instabilité des prix agricoles internationaux sur la survie est basée sur un échantillon réduit au groupe des pays exportateurs de produits agricoles, pays dont les exportations de produits agricoles représentent au moins 50% des exportations de produits primaires. L'effet de l'instabilité sur la survie est testé à partir d'un modèle semi-logarithmique, de sorte qu'un accroissement de l'instabilité sur la survie est d'autant plus fort que le niveau de l'instabilité est déjà élevé.

Le tableau 5.2 présente les résultats de l'estimation de l'effet de l'« instabilité présente » (mesurée par l'écart quadratique à la tendance mixte) sur le taux de survie (sa transformation logistique), par la méthode des *GMM system*³. Pour élargir l'échantillon, nous choisissons de faire également les régressions sans introduire la variable d'éducation, qui fait perdre beaucoup d'observations. L'effet de l'instabilité du revenu moyen sur le taux de survie s'avère significatif au seuil de 1% pour les deux échantillons. De même, les instabilités *primaires* s'avèrent significatives (seulement sur le petit échantillon pour l'instabilité des exportations). De plus, l'effet de l'instabilité du revenu sur la survie a été testé avec deux autres mesures de l'instabilité : l'écart-type du taux de croissance annuel et l'écart moyen absolu à la tendance. Les résultats apparaissent relativement proches de ceux des estimations en *GMM system* (tableaux 5.10 et 5.11). La figure 5.5 représente la fonction logistique (5.4.2) pour les valeurs des coefficients estimés dans le modèle le plus simple (tableau 5.2 colonne 1). La portion du graphique qui ne concerne que les pays de l'échantillon est représentée par la figure 5.6.

³Les résultats des estimations en effets fixes sont présentés en annexe (tableaux 5.9).

TAB. 5.2 – Effet de l'« instabilité présente » sur la survie (*GMM system*)

	INS(PIB)			INS(X)			INS(AGRI)			INS(Pw)		
	1	2	3	4	5	6	7	8				
Instabilité	-0.061*** <i>0.012</i>	-0.039*** <i>0.014</i>	-0.005 <i>0.004</i>	-0.010** <i>0.005</i>	-0.042*** <i>0.012</i>	-0.020* <i>0.012</i>	-0.008*** <i>0.003</i>	-0.010*** <i>0.004</i>				
PIB par tête	0.881*** <i>0.106</i>	0.749*** <i>0.124</i>	0.825*** <i>0.108</i>	1.007*** <i>0.273</i>	0.920*** <i>0.127</i>	1.094*** <i>0.247</i>	0.846*** <i>0.087</i>	0.806*** <i>0.205</i>				
Vaccination	0.160*** <i>0.055</i>	0.122* <i>0.066</i>	0.208*** <i>0.062</i>	0.357*** <i>0.130</i>	0.175*** <i>0.049</i>	0.370*** <i>0.117</i>	0.283*** <i>0.075</i>	0.246** <i>0.113</i>				
Education		0.215** <i>0.103</i>		-0.107 <i>0.245</i>		-0.133 <i>0.203</i>		0.078 <i>0.163</i>				
Constante	-4.935*** <i>0.769</i>	-3.995*** <i>0.964</i>	-4.883*** <i>0.787</i>	-6.780*** <i>2.270</i>	-5.278*** <i>0.958</i>	-7.436*** <i>2.060</i>	-5.217*** <i>0.692</i>	-4.821*** <i>1.766</i>				
Nb obs.	353	254	293	225	345	247	168	134				
Nb pays	97	67	82	61	92	65	43	35				
Hansen	0.071	0.141	0.034	0.119	0.088	0.069	0.109	0.226				
AR1	0.004	0.002	0.000	0.001	0.082	0.000	0.073	0.045				
AR2	0.803	0.119	0.826	0.869	0.116	0.190	0.069	0.069				

Les écart-types sont présentés sous les coefficients.

*** (respectivement **, *) signifie significatif au seuil de 1% (respectivement 5% et 10%).

AR1 et AR2 sont des tests de présence d'autocorrélation de 1er et 2d ordre.

FIG. 5.5 – Fonction de survie et fonctions dérivées ($\alpha = -4.5$ et $\beta = 0.9$)

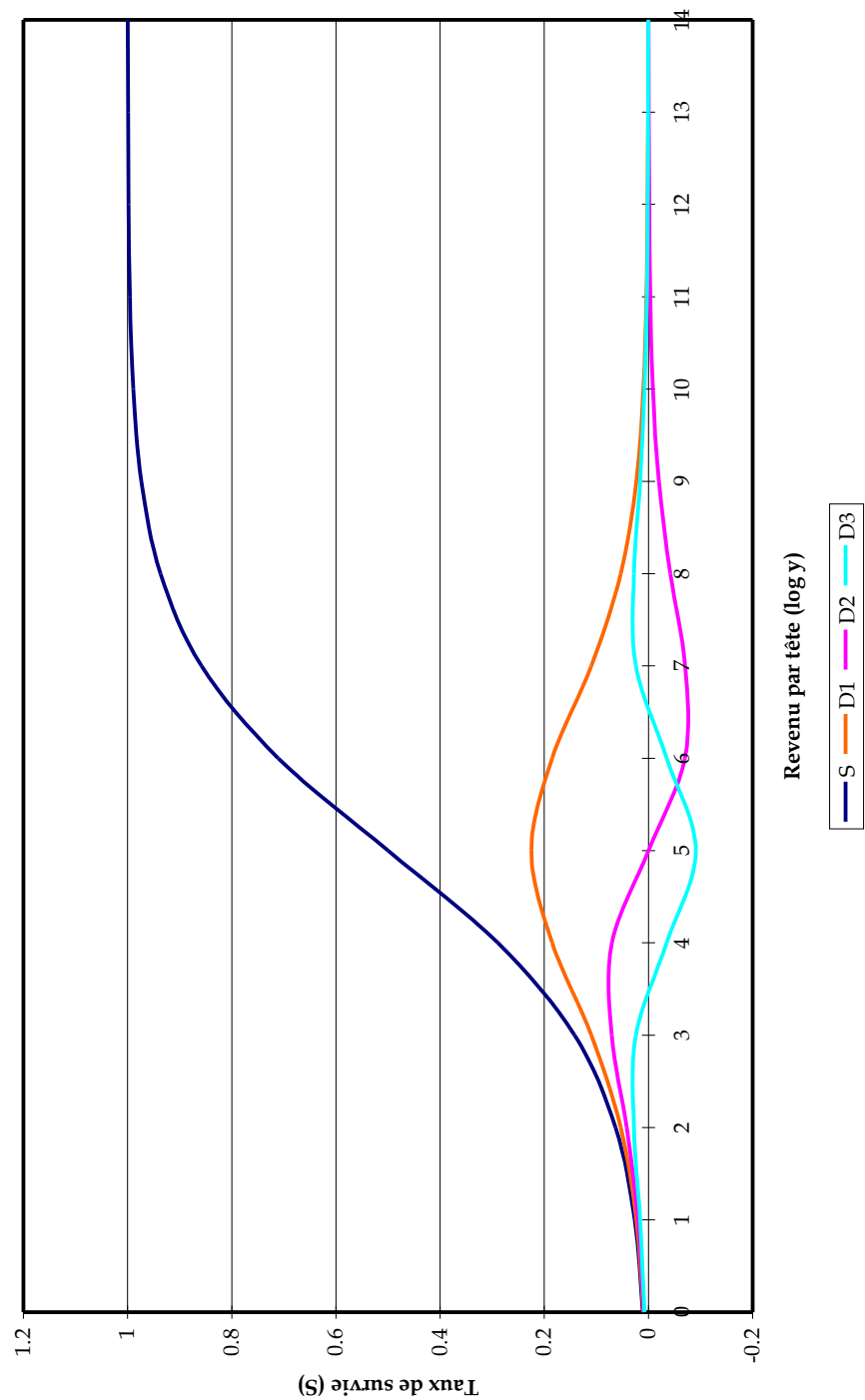
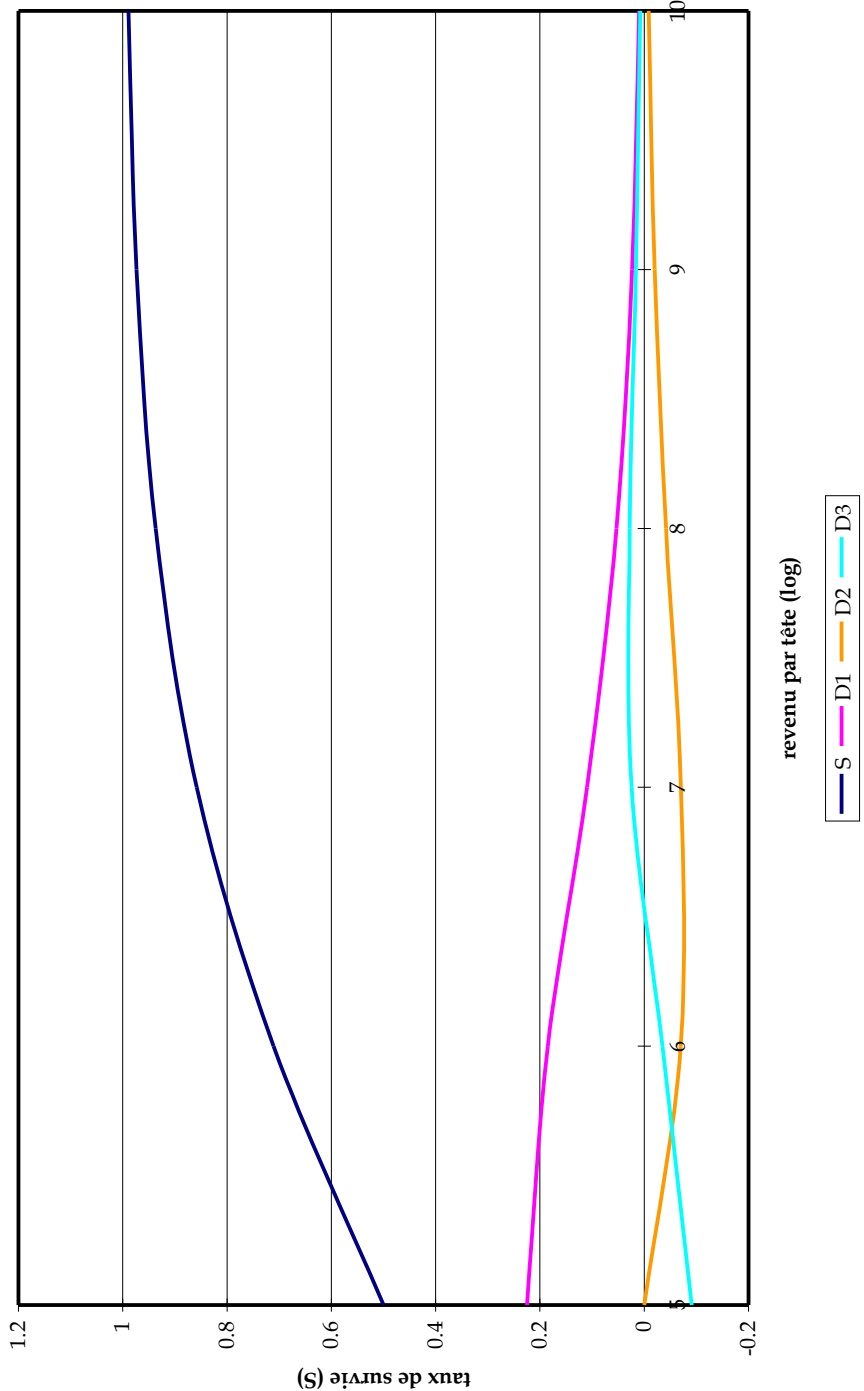


FIG. 5.6 – Fonction de survie et fonctions dérivées pour y compris entre 150\$ et 22000\$ ($\alpha = -4.5$ et $\beta = 0.9$)



5.5 Résultats

Enfin, l'hypothèse d'un effet décroissant de l'instabilité avec le niveau de revenu est testé à l'aide de la variable interactive $Ins_{it} * y_{it}$. Les résultats n'apparaissent pas significatifs (ils ne sont pas présentés), probablement en raison d'une forte corrélation entre les deux variables en question.

Le tableau 5.5 donne l'impact marginal de l'instabilité pour différentes valeurs de la survie : lorsque l'instabilité du revenu augmente de 5 points par exemple, le taux de survie moyen diminue de 0.018 unités (0.024 unités pour le premier quartile de survie). Autrement dit, le taux de mortalité moyen est fortement affecté puisqu'il passe de 100 à 128 pour mille (de 160 à 185 pour mille pour le premier quartile de survie). En outre, l'impact marginal de l'instabilité du revenu est 2.8 fois plus fort pour le premier quartile de survie que pour le troisième.

Les résultats concernant l'effet de l'instabilité des exportations, de l'instabilité climatique et de l'instabilité des prix agricoles internationaux peuvent être analysés de manière analogue (tableau 5.2 colonnes 3 à 8) : lorsque l'instabilité des exportations augmente de 10 points par exemple, le taux de mortalité moyen passe de 110 à 119 pour mille (de 160 à 172 pour mille pour le premier quartile de survie). De même, lorsque l'instabilité de la production agricole augmente de 10 points, le taux de mortalité moyen passe de 110 pour mille à 129 pour mille (de 160 à 185 pour mille pour le premier quartile de survie). Enfin, lorsque l'instabilité des prix agricoles internationaux augmente de 10 points, le taux de mortalité moyen passe de 110 pour mille à 120 pour mille (de 160 à 173 pour mille pour le premier quartile de survie).

Le tableau 5.3 présente les résultats de l'estimation de l'effet de l'« instabilité passée » (celui de l'instabilité du revenu, puis celui des instabilités primaires). Celui-ci apparaît significatif sur les deux échantillons. Le tableau 5.6 donne l'impact marginal de l'« instabilité passée » pour différentes valeurs du taux de survie infanto-juvénile : quand l'instabilité du revenu augmente de 5 points par exemple, le taux moyen de survie diminue de 0.0155 unités (0.0205 unités pour le premier quartile de survie). Autrement dit, le taux moyen de survie passe de 110 à 125 pour mille (de 160 à 180 pour mille pour le premier quartile de survie).

Le tableau 5.4 montre de la même manière l'effet de l'« instabilité globale » (excepté pour l'instabilité des exportations qui n'est significative que sur grand échantillon). Les coefficients de l'« instabilité globale » apparaissent plus élevés que les coefficients de l'« instabilité passée » et que ceux de l'« instabilité présente ». Le tableau 5.7 donne l'impact marginal de l'« instabilité globale » : quand le revenu augmente de 5 points, le taux de survie moyen diminue de 0.037 unités (0.049 unités

pour le premier quartile de survie). Ainsi, le taux de mortalité moyen est fortement affecté, puisqu'il passe de 110 à 147 pour mille (de 160 à 209 pour mille pour le premier quartile de survie).

5.6 Conclusion

Cette analyse permet de montrer que les instabilités macroéconomiques sont susceptibles d'affecter la survie infanto-juvénile au-delà de ce qui résulte de leur impact sur la croissance du revenu par tête. En effet, elles exercent une influence non réversible sur la mortalité, en raison de l'asymétrie de réaction de la santé des enfants aux chocs positifs et négatifs. Le choix de la forme fonctionnelle apparaît central pour capter cet effet. L'analyse économétrique a permis d'établir, tout en contrôlant pour l'impact du revenu moyen, plusieurs types de résultats concernant la relation entre instabilités et survie infanto-juvénile : l'instabilité du revenu moyen, ainsi que les instabilités primaires (instabilité climatique, instabilité des exportations et instabilité des prix agricoles mondiaux), qui sont les principales sources de l'instabilité du revenu, semblent avoir un effet direct significatif sur le taux de survie infanto-juvénile des pays en développement de notre échantillon. Cet effet apparaît non négligeable, puisqu'en augmentant de 5 points, l'instabilité du revenu (« instabilité présente ») est susceptible d'entraîner un accroissement du taux de mortalité de 16%. De plus, l'instabilité du revenu semble avoir également un effet de plus long terme sur la survie (« instabilité passée »), bien que de plus faible ampleur. L'analyse peut être prolongée dans plusieurs directions. En particulier, il serait intéressant de chercher à saisir l'effet de l'instabilité qui passe par une répartition plus inégalitaire des revenus.

TAB. 5.3 – Effet de l'« instabilité passée » sur la survie (*GMM system*)

	INS(PIB)			INS(X)			INS(AGRI)			INS(Pw)		
	1	2	3	4	5	6	7	8				
Instabilité	-0.035** <i>0.018</i>	-0.034* <i>0.021</i>	-0.006*** <i>0.002</i>	-0.014* <i>0.008</i>	-0.051*** <i>0.013</i>	-0.027* <i>0.016</i>	-0.001*** <i>0.000</i>	-0.001* <i>0.000</i>				
PIB par tête	1.038*** <i>0.168</i>	0.865*** <i>0.0201</i>	0.934*** <i>0.104</i>	0.644*** <i>0.132</i>	0.853*** <i>0.137</i>	1.190*** <i>0.272</i>	0.909*** <i>0.087</i>	0.771*** <i>0.199</i>				
Vaccination	0.295*** <i>0.085</i>	0.296*** <i>0.099</i>	0.204*** <i>0.068</i>	0.127* <i>0.073</i>	0.210*** <i>0.053</i>	0.438*** <i>0.141</i>	0.143** <i>0.057</i>	0.276** <i>0.107</i>				
Education		0.056 <i>0.166</i>		0.340*** <i>0.112</i>		-0.231 <i>0.228</i>		0.086 <i>0.157</i>				
Constante	-6.843*** <i>1.214</i>	-5.519*** <i>1.663</i>	-5.758*** <i>0.753</i>	-3.375*** <i>1.063</i>	-4.895*** <i>1.008</i>	-8.372*** <i>2.366</i>	-5.264*** <i>0.643</i>	-4.824*** <i>1.685</i>				
Nb obs.	339	251	267	218	349	251	168	134				
Nb pays	95	67	79	63	93	66	43	35				
Hansen	0.024	0.013	0.054	0.312	0.174	0.366	0.374	0.103				
AR1	0.000	0.001	0.000	0.001	0.035	0.001	0.005	0.000				
AR2	0.496	0.240	0.306	0.115	0.419	0.544	0.408	0.464				

Les écart-types sont présentés sous les coefficients.

*** (respectivement **, *) signifie significatif au seuil de 1% (respectivement 5% et 10%).

AR1 et AR2 sont des tests de présence d'autocorrélation de 1er et 2d ordre.

TAB. 5.4 – Effet de l'« instabilité globale » sur la survie (*GMM system*)

	INS(PIB)			INS(X)		INS(AGRI)			INS(Pw)	
	1	2	3	4	5	6	7	8		
Instabilité	-0.096*** <i>0.024</i>	-0.082** <i>0.035</i>	-0.006** <i>0.003</i>	-0.018 <i>0.011</i>	-0.085*** <i>0.027</i>	-0.052** <i>0.024</i>	-0.014** <i>0.006</i>	-0.012** <i>0.006</i>		
PIB par tête	0.868*** <i>0.104</i>	0.789*** <i>0.208</i>	0.845*** <i>0.108</i>	0.677*** <i>0.177</i>	0.800*** <i>0.127</i>	1.064*** <i>0.230</i>	0.828*** <i>0.087</i>	0.764*** <i>0.220</i>		
Vaccination	0.135** <i>0.061</i>	0.202** <i>0.083</i>	0.212*** <i>0.068</i>	0.280*** <i>0.091</i>	0.229*** <i>0.052</i>	0.402*** <i>0.123</i>	0.302*** <i>0.078</i>	0.242* <i>0.127</i>		
Education		0.110 <i>0.159</i>		0.154 <i>0.144</i>		-0.153 <i>0.199</i>		0.118 <i>0.187</i>		
Constante	-4.560*** <i>0.743</i>	-4.350*** <i>1.591</i>	-5.080*** <i>0.773</i>	-4.009*** <i>1.403</i>	-4.264*** <i>0.961</i>	-7.104*** <i>1.978</i>	-5.043*** <i>0.690</i>	-4.450*** <i>1.962</i>		
Nb obs.	328	248	262	214	349	251	168	134		
Nb pays	94	67	77	62	93	66	43	35		
Hansen	0.030	0.068	0.085	0.047	0.082	0.293	0.253	0.283		
AR1	0.000	0.000	0.000	0.000	0.001	0.000	0.007	0.001		
AR2	0.883	0.554	0.610	0.867	0.247	0.318	0.263	0.127		

Les écart-types sont présentés sous les coefficients.

*** (respectivement **,*) signifie significatif au seuil de 1% (respectivement 5% et 10%).

AR1 et AR2 sont des tests de présence d'autocorrélation de 1er et 2d ordre.

5.6 Conclusion

TAB. 5.5 – Impact marginal de l'« instabilité présente » sur la survie

	INS(PIB)	INS(X)	INS(AGRI)	INS(Pw)
A la moyenne de s*	-0.0036	-0.0009	-0.0019	-0.0010
Au 1e quartile*	-0.0047	-0.0012	-0.0025	-0.0013
Au 2e quartile*	-0.0032	-0.0008	-0.0017	-0.0009
Au 3e quartile*	-0.0017	-0.0004	-0.0009	-0.0004

* échantillon ayant servi à l'estimation

D'après l'équation (5.4.3), l'impact marginal est égal à $\frac{ds}{sIns} = b.s.(1 - s)$

TAB. 5.6 – Impact marginal de l'« instabilité passée » sur la survie

	INS(PIB)	INS(X)	INS(AGRI)	INS(Pw)
A la moyenne de s*	-0.0031	-0.0013	-0.0025	-0.0001
Au 1e quartile*	-0.0041	-0.0017	-0.0033	-0.0001
Au 2e quartile*	-0.0028	-0.0012	-0.0022	-0.0001
Au 3e quartile*	-0.0014	-0.0006	-0.0011	0.0000

* échantillon ayant servi à l'estimation

D'après l'équation (5.4.3), l'impact marginal est égal à $\frac{ds}{sIns} = b.s.(1 - s)$

TAB. 5.7 – Impact marginal de l'« instabilité globale » sur la survie

	INS(PIB)	INS(X)	INS(AGRI)	INS(Pw)
A la moyenne de s*	-0.0074	-0.0016	-0.0047	-0.0012
Au 1e quartile*	-0.0098	-0.0021	-0.0064	-0.0016
Au 2e quartile*	-0.0066	-0.0014	-0.0043	-0.0011
Au 3e quartile*	-0.0034	-0.0008	-0.0021	-0.0005

* échantillon ayant servi à l'estimation

D'après l'équation (5.4.3), l'impact marginal est égal à $\frac{ds}{sIns} = b.s.(1 - s)$

Comment l'instabilité macroéconomique diminue la survie infanto-juvénile

TAB. 5.8 – Echantillon

* Afrique du Sud	Guinée	* Pakistan
* Algérie	Guinée Bissau	* Papouasie Nouvelle Guinée
Angola	Guinée Equatoriale	* Paraguay
Arabie Saoudite	* Guyana	* Pérou
* Argentine	* Haiti	* Philippines
* Bangladesh	* Honduras	* Rep. Congo
Belize	Iles Salomon	* Rep. Dem. Congo
* Bénin	* Inde	Rep. Dem. Pop. Laos
* Bolivie	* Indonésie	* République Centrafricaine
* Botswana	* Iran	* République Dominicaine
* Brésil	* Jamaïque	* Rwanda
Burkina Faso	* Jordanie	Salvador
* Burundi	* Kenya	Samoa
Cambodge	* Lesotho	* Sénégal
* Cameroun	Liban	* Sierra Leone
Cape Vert	Madagascar	* Soudan
* Chili	* Malawi	* Sri Lanka
* China	* Malaisie	* Swaziland
* Colombie	* Mali	* Syrie
Comores	Maroc	Tanzanie
* Costa Rica	* Maurice	Tchad
Cote d'Ivoire	* Mauritanie	* Thaïlande
Djibouti	* Mexique	* Togo
* Egypte	Mongolie	* Trinidad et Tobago
* Equateur	* Mozambique	* Tunisie
Eritrée	Namibie	* Turquie
Ethiopie	* Népal	* Uruguay
* Fidji	* Nicaragua	Vanuatu
Gabon	* Niger	* Venezuela
* Gambie	Nigeria	Vietnam
* Ghana	Oman	Yemen
* Guatemala	* Ouganda	* Zambie
		* Zimbabwe

* désigne les pays du petit échantillon

TAB. 5.9 – Effet de l'« instabilité présente » sur la survie (*Within*)

	INS(PIB)		INS(X)		INS(AGRI)		INS(Pw)	
Instabilité	-0.029*** 0.066	-0.023*** 0.007	-0.005*** 0.002	-0.006*** 0.002	-0.008 0.005	-0.005 0.005	-0.008*** 0.002	-0.007*** 0.002
PIB par tête	0.281*** 0.076	0.241*** 0.080	0.294*** 0.092	0.204** 0.089	0.243*** 0.080	0.237*** 0.080	0.310*** 0.095	0.314*** 0.111
Vaccination	0.205*** 0.031	0.116*** 0.035	0.203*** 0.032	0.124*** 0.038	0.222*** 0.031	0.115*** 0.034	0.188*** 0.036	0.123*** 0.044
Education		0.286*** 0.057		0.381*** 0.059		0.309*** 0.056		0.239*** 0.088
Constante	-0.557 0.557	-0.082 0.608	-0.715 0.692	0.051 0.661	-0.400 0.615	-0.132 0.602	-0.702 0.723	-0.643 0.846
Nb obs.	353	254	293	225	345	247	168	134
Nb pays	97	67	82	61	92	65	43	35

Les écart-types sont présentés sous les coefficients.

*** (respectivement **, *) signifie significatif au seuil de 1% (respectivement 5% et 10%).

TAB. 5.10 – Effet sur la survie de l'instabilité mesurée par l'écart moyen absolu par rapport à la tendance (*GMM system*)

	INS(PIB)		INS(X)		INS(AGRI)		INS(Pw)	
Instabilité	-0.041**	-0.036**	-0.004	-0.10***	-0.046***	-0.033**	-0.005***	-0.003
	0.020	0.018	0.004	0.004	0.014	0.014	0.001	0.002
PIB par tête	0.879***	0.678***	0.794***	0.384***	0.920***	0.792***	0.887***	0.593***
	0.122	0.125	0.114	0.144	0.125	0.100	0.074	0.159
Vaccination	0.169***	0.127*	0.225***	0.102	0.183***	0.134*	0.143***	0.057
	0.048	0.066	0.610	0.063	0.052	0.069	0.044	0.063
Education		0.271***		0.470***		0.179**		0.304**
		0.103		0.107		0.091		0.146
Constante	-5.071***	-3.546***	-4.713***	-1.346	-5.352***	-4.343***	-5.036***	-2.698**
	0.890	1.020	0.849	1.162	0.928	0.861	0.578	1.288
Nb obs.	361	255	305	229	349	251	168	134
Nb pays	97	67	84	60	93	66	43	35
Hansen	0.012	0.088	0.003	0.215	0.020	0.095	0.430	0.780
AR1	0.000	0.001	0.000	0.005	0.017	0.005	0.036	0.005
AR2	0.038	0.015	0.650	0.438	0.032	0.012	0.041	0.040

Les écart-types sont présentés sous les coefficients.

*** (respectivement **, *) signifie significatif au seuil de 1% (respectivement 5% et 10%).

TAB. 5.11 – Effet sur la survie de l'instabilité mesurée par l'écart-type des taux de croissance annuels (*GMM system*)

	INS(PIB)		INS(X)		INS(AGRI)		INS(Pw)	
Instabilité	-3.340*** <i>0.979</i>	-2.211* <i>1.209</i>	-0.300 <i>0.310</i>	-1.034*** <i>0.313</i>	-2.674*** <i>0.726</i>	-1.696** <i>0.800</i>	0.107*** <i>0.026</i>	-0.076*** <i>0.027</i>
PIB par tête	0.879*** <i>0.126</i>	0.693*** <i>0.126</i>	0.830*** <i>0.109</i>	0.407*** <i>0.128</i>	0.897*** <i>0.116</i>	0.861*** <i>0.105</i>	0.893*** <i>0.0778</i>	0.674*** <i>0.120</i>
Vaccination	0.175*** <i>0.057</i>	0.116* <i>0.066</i>	0.228*** <i>0.064</i>	0.096 <i>0.062</i>	0.188*** <i>0.049</i>	0.125* <i>0.069</i>	0.142*** <i>0.048</i>	0.058 <i>0.065</i>
Education		0.260** <i>0.106</i>		0.452*** <i>0.107</i>		0.154 <i>0.097</i>		0.262** <i>0.122</i>
Constante	-5.092*** <i>0.915</i>	-3.631*** <i>1.032</i>	-5.005*** <i>0.838</i>	-1.454 <i>1.069</i>	-5.213*** <i>0.875</i>	-4.855*** <i>0.905</i>	-5.131*** <i>0.597</i>	-3.323*** <i>1.005</i>
Nb obs.	358	255	302	229	349	251	168	134
Nb pays	97	67	84	60	93	66	43	35
Hansen	0.019	0.158	0.005	0.202	0.111	0.188	0.421	0.905
AR1	0.003	0.002	0.000	0.231	0.025	0.002	0.011	0.004
AR2	0.238	0.013	0.664	0.554	0.058	0.020	0.906	0.824

Les écart-types sont présentés sous les coefficients.

*** (respectivement **, *) signifie significatif au seuil de 1% (respectivement 5% et 10%).

Conclusion

De nombreux travaux ont montré les effets de l'instabilité des prix agricoles mondiaux sur les recettes des gouvernements des pays en développement tributaires de l'exportation des produits agricoles. Ce type d'instabilité apparaît généralement néfaste pour le développement et peut compromettre la soutenabilité de l'endettement. Dans cette thèse, certains aspects de la transmission de l'instabilité des prix mondiaux, peu étudiés dans la littérature, ont été analysés : les mécanismes et les conséquences de la transmission de l'instabilité des prix mondiaux aux producteurs. La première partie de la thèse a montré dans quelle mesure les petits producteurs des pays exportateurs de produits agricoles sont exposés à l'instabilité des prix mondiaux, à travers l'analyse de la relation entre le prix mondial et le prix payé au producteur. La deuxième partie de la thèse a montré les effets de l'instabilité des prix agricoles internationaux sur l'offre agricole et la pauvreté au niveau agrégé.

Il est difficile de connaître a priori l'influence du taux de change réel sur la transmission de l'instabilité ou de déterminer le rôle des intermédiaires commerciaux dans l'ajustement du prix à la production aux chocs de prix mondiaux. L'objectif de la première partie de la thèse était donc de mettre en évidence l'importance de ces facteurs dans la transmission de l'instabilité aux producteurs à travers la relation entre les prix de la filière agricole. L'élasticité de transmission entre les différents prix de la filière (prix mondial, valeur unitaire à l'exportation et prix payé au producteur) a fait l'objet du Chapitre 1. L'analyse a révélé une hétérogénéité importante dans les résultats. L'élasticité de transmission entre le prix mondial et le prix payé au producteur est apparue raisonnablement élevée pour un petit groupe de produits agricoles de base, ce qui a permis de montrer qu'une part importante des variations des prix internationaux était transmise aux prix payés au producteur sur la période 1996-2002. En revanche, l'élasticité de transmission est apparue étonnamment faible voire non significative pour plusieurs produits, ce qui a jeté un doute sur la qualité de certaines séries de prix à la production issues de la base FAOSTAT 2007.

Le rôle joué dans la transmission des chocs de prix mondiaux par les organismes publics de commercialisation des produits agricoles et par les intermédiaires commerciaux intervenant sur les filières d'exportation a été étudié dans le Chapitre 2. A travers l'exemple du café, l'analyse a montré que les mécanismes d'intervention sur les prix avaient pu protéger les producteurs des trop fortes variations de prix mondial dans certains pays (au Salvador notamment) mais que ce phénomène n'était pas systématique. Par ailleurs, l'analyse a permis de montrer dans plusieurs cas que les prix payés au producteur tendaient à s'ajuster plus lentement aux chocs de prix positifs qu'aux chocs de prix négatifs, en tout cas sur la période précédant la libéralisation des filières. Ce phénomène est également apparu de manière significative dans les pays où le gouvernement ne gérait pas la commercialisation des produits. Cet

aspect de la transmission des variations des prix mondiaux a été interprété comme le résultat de l'effet qu'exercent les organismes publics et les autres intermédiaires de gestion sur les prix payés au producteur.

L'importance des fluctuations des taux de change réels dans la transmission de l'instabilité des prix mondiaux aux prix payés au producteur a été soulignée dans le Chapitre 3. L'analyse a montré que l'instabilité des prix agricoles mondiaux était généralement plus élevée lorsque les prix étaient exprimés en monnaie nationale que lorsqu'ils étaient exprimés en dollars. L'analyse économétrique, basée sur un échantillon de pays où les produits agricoles représentent une part essentielle des exportations, a permis d'apporter un élément d'explication à ce phénomène. Les résultats ont révélé que le taux de change réel ne s'ajustait que faiblement aux variations des prix mondiaux. Plus précisément, il est apparu que le taux de change réel pouvait s'ajuster aux variations de prix positives dans plusieurs pays, mais ne s'ajustait aux variations de prix négatives dans pratiquement aucun cas.

La deuxième partie de la thèse avait pour objectif de montrer dans quelle mesure l'instabilité des prix agricoles mondiaux, si elle est transmise aux prix au producteur, peut affecter l'offre agricole et le niveau de pauvreté dans les pays en développement. Dans la littérature économique, la question de l'effet de l'instabilité des prix au producteur a fait l'objet de nombreux travaux à l'échelle microéconomique. Ceux-ci ont généralement montré que l'instabilité des prix pouvait réduire l'offre en générant de l'incertitude et en décourageant par là même l'innovation. L'effet par lequel l'instabilité des prix est susceptible d'accroître la pauvreté a également fait l'objet de travaux microéconomiques. Ces derniers sont basés sur l'hypothèse du piège de pauvreté, selon laquelle les conséquences d'un choc de revenu négatif ne peuvent être compensées par un choc de revenu positif. Ces deux effets ont été mis en lumière ici au niveau agrégé.

Il n'y a pas de raison de penser que l'effet de l'instabilité des prix, qui peut être détecté au niveau individuel, n'est pas saisissable au niveau agrégé. Cependant, comme cela a été souligné dans le Chapitre 1, les données de prix au producteurs peuvent difficilement être utilisées pour un nombre important de pays et de produits. Par conséquent, l'analyse développée dans le Chapitre 4 a été basée sur des données de prix internationaux. Les résultats ont ainsi montré un effet direct de l'instabilité des prix mondiaux sur l'offre agrégée de produits. Ils ont en outre révélé que cet effet était conditionnel à certaines caractéristiques du pays - le niveau de développement des infrastructures, celui du système financier et l'inflation notamment.

L'effet par lequel l'instabilité des prix internationaux est susceptible d'accroître le niveau de pauvreté a été étudié dans le Chapitre 5. L'analyse a été basée sur l'estimation d'une fonction de survie infanto-juvénile, le taux de mortalité infanto-juvénile étant un indicateur universellement accepté du niveau de pauvreté. En considérant d'abord l'instabilité des prix agricoles internationaux comme une source primaire d'instabilité du revenu à l'intérieur du pays, l'analyse a montré que l'instabilité était susceptible de réduire le taux de survie infanto-juvénile, pour un revenu moyen donné. En outre, l'effet direct de l'instabilité des prix mondiaux sur le taux de survie est apparu également significatif. Enfin, les résultats ont révélé que l'instabilité (du revenu moyen ou des prix mondiaux) pouvait avoir un effet encore significatif à plus long terme, quoique de plus faible ampleur.

Bibliographie

- ABDULAI, A. (2000) : « Spatial price transmission and asymmetry in the Ghanaian maize market », *Journal of Development Economics*, 63, 327–349.
- ADAMS, R. J. (2004) : « Economic Growth, Inequality and Poverty : Estimating the Growth Elasticity of Poverty », *World Development*, 32(12), 1989–2014.
- AGENOR, P.-R. (2001) : « Business Cycles, Economic Crises, and the Poor : Testing for Asymmetric Effects », Document de Travail 2700, Banque Mondiale.
- AGÉNOR, P.-R., ET B. MORENO-DODSON (2006) : « Public Infrastructure and Growth : New Channels and Policy Implications », Workshop on experiences with ex-ante poverty impact assessments of macroeconomic policies in Bangladesh, Cameroon, Ghana, The Philippines, and Nepal, Washington, D.C., 13-16 Mars.
- AHMAD, O. B., A. D. LOPEZ, ET M. INOUE (2000) : « The decline in child mortality : a reappraisal », *Bulletin of the World Health Organization*, 78 (10), 1175–1191.
- AKERLOF, G. A., W. T. DICKENS, ET G. L. PERRY (1996) : « The Macroeconomics of Low Inflation », *Brookings Papers on Economic Activity*, 0 (1), 1–59.
- ANAND, S., ET M. RAVALLION (1993) : « Human Development in Poor Countries : On the Role of the Private Incomes and Public Services », *Journal of Economic Perspectives*, 7 (1), 133–150.
- ANTONOVITZ, F., ET R. GREEN (1990) : « Alternative Estimates of Fed Beef Supply Response to Risk », *American Journal of Agricultural Economics*, 72 (2), 475–487.
- ARADHYULA, V. S., ET M. HOLT (1989) : « Risk Behavior and Rational Expectations in the U.S. Broiler Market », *American Journal of Agricultural Economics*, 71 (4), 892–902.

Bibliographie

- ARAUJO, C., C. ARAUJO-BONJEAN, J.-L. COMBES, ET P. MOTEL-COMBES (2005) : « Devaluation and Cattle Market Integration in Burkina Faso », *Journal of African Economies*, 14 (3), 359–384.
- ARAUJO-BONJEAN, C., J.-L. COMBES, ET P. COMBES-MOTEL (1999) : « The Economic Consequences of Export Instability in Developing Countries : A Survey », Document de Travail E 1999-26, Centre d'Etudes et de Recherches sur le Développement International.
- ARELLANO, M., ET S. BOND (1991) : « Some Tests of Specification for Panel Data : Monte Carlo Evidence and an Application to Employment Equations », *Review of Economic Studies*, 58 (2), 277–297.
- ARELLANO, M., ET O. BOVER (1995) : « Another look at the instrumental variable estimation of error-components models », *Journal of Econometrics*, 68 (1), 29–51.
- AZAM, J.-P., J. BERTHÉLEMY, ET C. MORRISSON (1991) : « L'Offre de Cultures Commerciales en Economie de Pénurie », *Revue Economique*, 42, 553–573.
- BADIANE, O., ET G. SHIVELY (1998) : « Spatial integration, transport costs, and the response of local prices to policy changes in Ghana », *Journal of Development Economics*, 56, 411–431.
- BAFFES, J., ET B. GARDNER (2003) : « The Transmission of World Commodity Prices to Domestic Markets under Policy Reforms in Developing Countries », *Journal of Policy Reform*, 6 (3), 159–180.
- BAFFES, J., ET M. GAUTAM (1996) : « Price Responsiveness, Efficiency, and the Impact of Structural Adjustment on Egyptian Crop Producers », *World Development*, 24 (4), 765–771.
- BALKE, N., ET T. FOMBY (1997) : « Threshold Cointegration », *International Economic Review*, 38 (3), 627–645.
- BANQUE MONDIALE (1986) : « World Bank Report », Document de Travail, Oxford University Press.
- BAPNA, S. L., H. P. BINSWANGER, ET J. B. QUIZON (1984) : « Systems of Output Supply and Factor Demand Equations for Semi-Arid Tropical India », *Indian Journal of Agricultural Economics*, 39 (2), 179–202.
- BARRETO, H., ET F. HOWLAND (1998) : « The Treatment of Aggregation in Modern Economic Analysis », Document de Travail, Department of Economics, Wabash College.

- BARRO, R. J., ET J.-W. LEE (2000) : « International Data on Educational Attainment Updates and Implications », Document de Travail 7911, National Bureau of Economic Research.
- BAULCH, B. (1997) : « Transfer costs, spatial arbitrage, and testing for food market integration », *American Journal of Agricultural Economics*, 79 (2), 477–487.
- BECK, T., A. DEMIRGÜÇ-KUNT, ET R. LEVINE (2004) : « Finance, inequality and poverty : Cross-country evidence », Document de Travail 3338, Banque Mondiale.
- BEHRMAN, J. R. (1968) : *Supply Response in Underdeveloped Agriculture*. North-Holland.
- BESLEY, T. (1995) : *Handbook of Development Economics*, chap. Savings, Credit and Insurance, pp. 2123–2208. North-Holland.
- BHALLA, S., ET P. GLEWWE (1986) : « Growth and Equity in developing countries : a reinterpretation of the Sri Lanka's experience », *The World Bank Economic Review*, 1, 35–63.
- BIER, W., ET H. AHNERT (2001) : « Trade-off between timeliness and accuracy », Document de Travail 4299, Economisch Statistische Berichten.
- BILLAN, P. (1998) : « Bilan et perspectives de la filière café au Salvador », *Plantations, Recherche, Développement*, 5 (3), 177–186.
- BINSWANGER, H. (1989) : « The Policy Response of Agriculture », Proceedings of the World Bank Annual Conference on Development Economics, Washington D.C.
- BINSWANGER, H., ET AL. (1987) : « On the Determinants of Cross-country Aggregate Agricultural Supply », *Journal of Econometrics*, 36(1), 111–131.
- BINSWANGER, H., ET K. DEININGER (1997) : « Explaining agricultural and agrarian policies in developing countries », *Journal of Economic Literature*, 35 (4), 1958–2005.
- BLUNDELL, R., ET S. BOND (1998) : « Initial conditions and moment restrictions in dynamic panel data models », *Journal of Econometrics*, 87 (1), 115–143.
- BOND, G. E. (1984) : « The Effects of Supply and Interest Rate Shocks in Commodity Futures Markets », *American Journal of Agricultural Economics*, 66 (3), 294–301.
- BOURGUIGNON, F. (2004) : *Poverty, Inequality and Growth, Proceedings of the AFD-EUDN Conference*, chap. The Poverty-Growth-Inequality Triangle?, pp. 69–178. Agence Française de Développement.

Bibliographie

- BREEN, R., ET C. GARCIA-PENALOSA (2005) : « Income Inequality and Macroeconomic Volatility : An Empirical Investigation », *Review of Development Economics*, 9 (3), 380–398.
- BROSEN, B. W., J.-P. CHAVAS, ET W. R. GRANT (1987) : « A Market Equilibrium Analysis of the Impact of Risk on the U.S. Rice Industry », *American Journal of Agricultural Economics*, 69 (4), 733–739.
- CANNING, D. (1998) : « A database of world stocks of infrastructure, 1950-1995 », *World Bank Economic Review*, 12 (3), 529–547.
- CARDENAS, M. (1994) : « Stabilization and redistribution of coffee revenues : A political economy model of commodity marketing boards », *Journal of Development Economics*, 44 (2), 351–380.
- CASHIN, P., L. CÉSPÉDES, ET R. SAHAY (2004) : « Commodity Currencies and the Real Exchange Rate », *Journal of Development Economics*, 75, 239–268.
- CASTELLANOS, S. G., R. GARCIA-VERDU, ET D. S. KAPLAN (2004) : « Nominal Wage Rigidities in Mexico : Evidence from Social Security Records », *Journal of Development Economics*, 75, 507–533.
- CHAVAS, J.-P., ET M. HOLT (1990) : « Acreage Decisions under Risk : the Case of Corn and Soybeans », *American Journal of Agricultural Economics*, 72(3), 529–538.
- (1996) : « Economic Behavior under Uncertainty : a Joint Analysis of Risk Preferences and Technology », *Review of Economics and Statistics*, 78(2), 329–335.
- CHEN, Y., ET K. ROGOFF (2003) : « Commodity Currencies », *Journal of International Economics*, 60, 133–160.
- CHIBBER, A. (1989) : *The Aggregate Supply Response : A survey*. ODI, London.
- CHINN, M., ET L. JOHNSON (1996) : « Real Exchange Rate Levels, Productivity and Demand Shocks : Evidence from a Panel of 14 Countries », Document de Travail 5709, National Bureau of Economic Research.
- COLLIER, P. (2002) : « The Macroeconomic Repercussions of Agricultural Shocks and their Implications for Insurance », Document de Travail 2002/46, WIDER, United Nations University.
- COMBES, J.-L. (1993) : « Instabilité des Revenus et Epargne dans les Pays en Voie de Développement », Thèse de Doctorat, CERDI.

- CONFORTI, P. (2004) : « Price transmission in selected agricultural markets », Document de Travail 7, Food and Agriculture Organization of the United Nations.
- CORDEN, W. M., ET J. P. NEARY (1982) : « Booming Sector and De-Industrialisation in a Small Open Economy », *The Economic Journal*, 92, 825–848.
- CORNIA, G., ET R. PANICCIÀ (2000) : *The mortality crisis of transitional economies*. Oxford University Press.
- DE GREGORIO, J., ET H. WOLF (1994) : « Terms of trade, productivity and the real exchange rate », Document de Travail 4807, National Bureau of Economic Research.
- DEATON, A. (1991) : « Savings and Liquidity Constraints », *Econometrica*, 59 (5), 1221–1248.
- DEATON, A., ET R. MILLER (1995) : « International Commodity Prices, Macroeconomic Performance, and Politics in Sub-Saharan Africa », Document de Travail 79, Princeton Studies in International Finance.
- DEHN, J. (2000) : « Commodity Price Uncertainty in Developing Economies », Document de Travail 2000-12, Center for the Study of African Economies.
- DEHN, J., C. L. GILBERT, ET P. VARANGIS (2005) : *Managing Volatility and Crises : A Practitioner's Guide*, chap. Commodity Price Volatility. Cambridge University Press.
- DERCON, S. (2002) : « Income risk, coping strategies, and safety nets », *World Bank Research Observer*, 17 (2), 141–166.
- (2005) : « Vulnerability : a micro perspective », dans *Annual Bank Conference on Development Economics*, Amsterdam.
- DOLLAR, D., ET A. KRAAY (2002) : « Growth is Good for the Poor », *Journal of Economic Growth*, 7 (3), 195 – 225.
- DRINE, I., ET C. RAULT (2005) : « Déterminants de long terme des taux de change réels pour les pays en développement : une comparaison internationale », *Revue d'Economie du Développement*, 1, 123–150.
- EDWARDS, S. (1985) : « Commodity Export Prices and the Real Exchange Rate in Developing Countries : Coffee in Colombia », Document de Travail 1570, National Bureau of Economic Research.
- ENDERS, W. (1995) : *Applied Econometric Time Series*. John Wiley and Sons.

Bibliographie

- ENDERS, W., ET C. GRANGER (1998) : « Unit-root tests and asymmetric adjustment with an example using the term structure of interest rates », *Journal of Business and Economic Statistics*, 16, 304–311.
- ENDERS, W., ET P. SIKLOS (2001) : « Cointegration and threshold adjustment », *Journal of Business and Economic Statistics*, 19, 166–176.
- ENGLE, R., ET C. GRANGER (1987) : « Cointegration and Error Correction : Representation, Estimation and Testing », *Econometrica*, 55, 251–276.
- EUROSTAT (2000) : « Assessment of quality in statistics », Document de Travail, UN/ECE Work Session on Statistical Metadata.
- FAFCHAMPS, M. (2003) : *Rural Poverty, Risk, and Development*. Edward Elgar Publishing.
- FAINI, R. (1991) : *Open Economies : Structural Adjustment and Agriculture*, chap. Infrastructures, Relative Prices and Agricultural Adjustment. Cambridge University Press.
- FAO (1980) : « Farm and input price : collection and compilation », Document de Travail 16, Food and Agriculture Organization of the United Nations.
- (2002) : « Dependence des Pays en Développement à l'égard des Exportations d'un Seul Produit Agricole », Document de Travail, Etudes de la FAO sur des Aspects Sélectionnés des Négociations de l'OMC sur l'Agriculture.
- (2004) : « La situation des marchés des produits agricoles », Document de Travail, Food and Agriculture Organization of the United Nations.
- (2006) : « Conference on Data Quality for International Organizations », Document de Travail, Committee for the Coordination of Statistical Activities.
- FMI (2001) : « Data quality assessment framework », Document de Travail, Fonds Monétaire International.
- GAKUSI, A.-E., M. GARENNE, ET G. GAULLIER (2005) : « Chocs Externes, Gestions de l'Etat et Mortalité des Enfants en Zambie de 1964 à 1998 », *African Development Review*, 17 (1), 70.
- GILBERT, C. L. (1995) : « International Commodity Control : Retrospect and Prospect », Document de Travail 1545, Banque Mondiale.
- GILBERT, C. L., ET P. VARANGIS (2003) : « Globalization and International Commodity Trade with Specific Reference to the West African Cocoa Producers », Document de Travail 9668, National Bureau of Economic Research.

- GOODWIN, B., ET T. GRENNES (1998) : « Tsarist Russia and the World Wheat Market », *Explorations in Economic History*, 35 (4), 405–430.
- GOODWIN, B., ET M. HOLT (1999) : « Price Transmission and Asymmetric Adjustment in the U.S. Beef Sector », *American Journal of Agricultural Economics*, 81, 630–637.
- GOODWIN, B., ET N. PIGGOTT (2001) : « Spatial Market Integration in the Presence of Threshold Effects », *American Journal of Agricultural Economics*, 83 (2), 302–317.
- GRANGER, C., ET T.-H. LEE (1989) : « Investigation of production, sales and inventory relationships using multicointegration and non-symmetric error correction models », *Journal of Applied Econometrics*, 4, 145–159.
- GREGORY, A. W., ET B. E. HANSEN (1996) : « Residual-based tests for cointegration in models with regime shifts », *Journal of Econometrics*, 70, 99–126.
- GRIGORIOU, C. (2005) : « Essais sur la vulnérabilité des enfants dans les pays en développement : l'impact de la politique économique », Thèse de Doctorat, Centre d'Etudes et de Recherches sur le Développement International.
- GUILLAUMONT, P. (1994) : « Politique d'ouverture et croissance économique : les effets de la croissance et de l'instabilité des exportations », *Revue d'économie du développement*, 1, 91–114.
- (2005) : « Macro vulnerability in low income countries and aid responses », dans *Annual Bank Conference on Development Economics*, Amsterdam.
- GUILLAUMONT, P., ET C. BONJEAN (1991) : « Effects on Agricultural Supply of Producer Price Level and Stability With and Without Goods Scarcity », *Journal of International Development*, 3 (2), 115–133.
- GUILLAUMONT, P., ET J.-L. COMBES (1994) : *Economie des Politiques Agricoles dans les Pays en Développement (2)*, chap. Les Effets de la Tendance et de l'Instabilité des Prix Payés aux Producteurs sur la Croissance de la Production Agricole d'Exportation, pp. 336–349. Editions de la Revue Française d'Economie.
- GUILLAUMONT, P., S. GUILLAUMONT JEANNENEY, ET J.-F. BRUN (1999) : « How instability Lowers African Growth », *Journal of African Economies*, 8 (1), 87–107.
- GUILLAUMONT, P., S. GUILLAUMONT-JEANNENEY, L. CHAUVET, ET B. SAVOYE (2003) : « Attenuating Through Aid the Vulnerability to Price Shocks », dans *Conférence ABCDE Europe*.

Bibliographie

- GUILLAUMONT-JEANNENEY, S., ET K. KPODAR (2005) : « Financial Development, Financial Instability, and Poverty », Document de Travail 2005-09, Center for the Study of African Economies.
- HAZELL, P., M. JARAMILLO, ET A. WILLIAMSON (1990) : « The Relationship Between World Price Instability and the Prices Farmers Receive in Developing Countries », *Journal of Agricultural Economics*, 41 (2), 227–241.
- HEATH, J., ET H. P. BINSWANGER (1996) : « Natural resource degradation effects of poverty and population growth are largely policy-induced », *Environment and Development Economics*, 1, 65–83.
- HOLT, M. T. (1993) : « Risk Response in the Beef Marketing Channel : A Multivariate Generalized ARCH-M Approach », *American Journal of Agricultural Economics*, 75 (3), 559–571.
- HOLT, M. T., ET S. V. ARADHYULA (1990) : « Price Risk in Supply Equations : An Application of GARCH Time-Series Models to the U.S. Broiler Market », *Southern Economic Journal*, 57 (1), 230–242.
- HUA, P. (1998) : « On Primary Commodity Prices : The Impact of Macroeconomic Monetary Shocks », *Journal of Policy Modeling*, 20 (6), 767–790.
- HURT, C. A., ET P. GARCIA (1982) : « The Impact of Price Risk on Sow Forrowings, 1967-78 », *American Journal of Agricultural Economics*, 64 (3), 565–568.
- IMBS, J. (2002) : « Why the Link Between Volatility and Growth is Both Positive and Negative », Document de Travail 3561, CEPR.
- IMF (2003) : « Fund Assistance for Countries Facing Exogenous Shocks », Document de Travail, Policy Development and Review Department of the International Monetary Fund.
- ITF (1999) : « Dealing with Commodity Price Volatility in Developing Countries : A proposal for Market-Based Approach », Document de Travail, International Task Force, Banque Mondiale, Round Table on Commodity Risk Management in Developing Countries, Washington D.C., 24 septembre.
- JUST, R. (1974) : « Investigation of the Importance of Risk in Farmer's Decisions », *American Journal of Agricultural Economics*, 56 (1), 14–25.
- KAKWANI, N. (1993) : « Performance in Living Standards : An International Comparison », *Journal of Development Economics*, 41 (2), 307–336.
- KNIGHT, J., S. WEIR, ET T. WOLDEHANNA (2003) : « The Role of Education in Facilitating Risk-Taking and Innovation in Agriculture », *Journal of Development Studies*, 39 (6), 1–22.

- KNUDSEN, O., ET J. NASH (1990) : « Domestic Price Stabilization Schemes in Developing Countries », *Economic Development and Cultural Change*, 38 (3), 539–558.
- KRIVONOS, E. (2004) : « The Impact of Coffee Market Reforms on Producer Prices and Price Transmission », Document de Travail 3358, World Bank.
- KRUEGER, A., M. SCHIFF, ET A. VALDES (1992) : *The Political Economy of Agricultural Pricing Policy*. The John Hopkins University Press.
- KUIPER, W., C. LUTZ, ET A. VAN TILBURG (2003) : « Vertical price leadership on local maize markets in Benin », *Journal of Development Economics*, 71, 417–433.
- LARDIC, S., ET V. MIGNON (2007) : « Oil Prices and Economic Activity : An Asymmetric Cointegration Approach », *Energy Economics*, à paraître.
- LAURSEN, T., ET S. MAHAJAN (2005) : *Managing Volatility and Crisis : A Practitioners Guide*, chap. Volatility, Income Distribution, and Poverty, pp. 101–136. Cambridge University Press.
- LEVINE, R. (2004) : « Finance and growth : Theory and evidence », Document de Travail 10766, National Bureau of Economic Research.
- LIN, W. (1977) : « Measuring Aggregate Supply Response under Instability », *American Journal of Agricultural Economics*, 59 (5), 903–907.
- MACBEAN, A. I., ET D. T. NGUYEN (1980) : « Commodity Concentration and Export Earnings Instability : A Mathematical Analysis », *Economic Journal*, 90, 354–362.
- MADDALA, G. S. (1992) : *Introduction to Econometrics*. Macmillan Publishing Company.
- MARTIN, P., ET C. ROGERS (2000) : « Long-Term Growth and Short-Term Economic », *European Economic Review*, 44 (2), 359–381.
- McKINNON, R. (1973) : *Money and Capital in Economic Development*. The Brookings Institution, Washington D.C.
- MEYER, J., ET S. VON CRAMON-TAUBADEL (2004) : « Asymmetric Price Transmission : A Survey », *Journal of Agricultural Economics*, 55 (3), 581–611.
- MIRANDA, M. J., ET P. G. HELMBERGER (1988) : « The Effects of Commodity Price Stabilization Programs », *American Economic Review*, 78 (1), 46–58.

Bibliographie

- MONTIEL, P. (1997) : *Exchange Rate Policy and Macroeconomic Management in ASEAN Countries*, chap. Macroeconomic Issues Facing ASEAN Countries, pp. 253–298. IMF, Washington, DC.
- MUNDLAK, Y., ET D. LARSON (1992) : « On the Transmission of World Agricultural Prices », *World Bank Economic Review*, 6 (3), 399–422.
- MUNDLAK, Y., D. LARSON, ET R. BUTZER (1997) : « The Determinants of Agricultural Production : A Cross-country Analysis », Document de Travail 1827, World Bank.
- NEARY, P. (1988) : « Determinants of the Equilibrium Real Exchange Rate », *The American Economic Review*, 78 (1), 210–215.
- NERLOVE, M. (1958) : « On the Estimation of Long-Run Elasticities : A Reply », *Journal of Farm Economics*, 41 (3), 632–640.
- NEWBERY, D., ET J. STIGLITZ (1981) : *The Theory of Commodity Price Stabilization*. Oxford University Press, New York.
- NORRBIN, S. C., ET F. P. YIGIT (2005) : « The Robustness of the Link between Volatility and Growth of Output », *Review of World Economics*, 141 (2), 343–356.
- OBSTFELD, M., ET A. M. TAYLOR (1997) : « Nonlinear Aspects of Goods-Market Arbitrage and Adjustment : Heckscher's Commodity Points Revisited », *Journal of the Japanese and International Economies*, 11 (4), 441–479.
- PAIGE, J. M. (1993) : « Coffee and Power in El Salvador », *Latin American Research Review*, 28 (3), 7–40.
- PHILLIPS, P. (1987) : « Time Series Regression with a Unit Root », *Econometrica*, 55 (2), 277–301.
- POPE, R. D., ET R. E. JUST (1991) : « On Testing the Structure of Risk Preferences in Agricultural Supply Analysis », *American Journal of Agricultural Economics*, 73 (3), 743–748.
- PRESTON, S. (1975) : « The Changing Relation between Mortality and Level of Economic Development », *Population Studies*, 29 (2), 231–248.
- RAMEY, G., ET V. RAMEY (1995) : « Cross-Country Evidence on the Link between Volatility and Growth », *American Economic Review*, 85 (5), 1138–1151.
- RAPSOMANIKIS, G., D. HALLAM, ET P. CONFORTI (2003) : *Commodity Market Review 2003-2004* chap. Market Integration and Price Transmission in Selected Food and Cash Crop Markets of Developing Countries : Review and Applications. Food and Agriculture Organization of the United Nations.

- RAVALLION, M., ET S. CHEN (1997) : « What Can New Survey Data Tell Us about Recent Changes in Distribution and Poverty ? », *World Bank Economic Review*, 11 (2), 357–382.
- REINHART, C., ET K. ROGOFF (2004) : « The Modern History of Exchange Rate Arrangements : A Reinterpretation », *Quarterly Journal of Economics*, 119 (1), 1–48.
- RODRIK, D. (1991) : « Policy uncertainty and private investment in developing countries », *Journal of Development Economics*, 36 (2), 229–242.
- ROGOFF, K. (1996) : « The Purchasing Power Parity Puzzle », *Journal of Economic Literature*, 34 (2), 647–668.
- ROSENZWEIG, M., ET K. WOLPIN (1993) : « Credit market constraints, consumption smoothing, and the accumulation of durable production assets in low-income countries : Investment in bullocks in India », *Journal of Political Economy*, 101 (2), 223–244.
- SACHS, J. D. (2002) : « Macroéconomie et santé : investir dans la santé pour le développement économique », Document de Travail, Organisation Mondiale de la Santé, Commission Macroéconomie et Santé.
- SAHN, D. E., ET D. C. STIFEL (2003) : « Progress Toward the Millenium Development Goals in Africa », *World Development*, 31 (1), 23–52.
- SANDMO, A. (1971) : « On the Theory of the Competitive Firm under Price Uncertainty », *American Economic Review*, 61 (1), 65–73.
- SARRIS, A. (2000) : « Has world cereal market instability increased ? », *Food Policy*, 25 (3), 337–350.
- SCHIFF, M., ET C. MONTENEGRO (1997) : « Aggregate Agricultural Supply Response in Developing Countries », *Economic Development and Cultural Change*, 45 (2), 393–410.
- SCHORDERET, Y. (2004) : « Asymmetric Cointegration », Document de Travail, Departement of Econometrics, University of Geneva.
- SEN, A. (1981) : « Public action and the quality of Life in Developing Countries », *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 43, 287–319.
- SEXTON, R., C. KLING, ET H. CARMAN (1991) : « Market Integration, Efficiency of Arbitrage, and Imperfect Competition : Methodology and Application to U.S. Celery », *American Journal of Agricultural Economics*, 73 (3), 568–580.

Bibliographie

- SHKOLNIKOV, V., G. CORNIA, A. LEON, ET F. MESLÉ (1998) : « Causes of the Russian mortality crisis : Evidence and interpretations », *World Development*, 26(11), 1995–2011.
- SILVER, M. (2007) : « Do Unit Value Export, Import, and Terms of Trade Indices Represent or Misrepresent Price Indices ? », Document de Travail, IMF Working Paper 07/121.
- SPILLER, P., ET R. WOOD (1988) : « The Estimation of Transaction Costs in Arbitrage Models », *Journal of Econometrics*, 39, 309–326.
- THEIL, H. (1954) : *Linear Aggregation of Economic Relations*. North Holland Publishing Company, Amsterdam.
- TRANT, M. (1993) : « Development of data quality indicators », *Quarterly Bulletin of Statistics*, 6.
- WEIR, S., ET J. KNIGHT (2004) : « Externality Effects of Education : Dynamics of the Adoption and Diffusion of an Innovation in Rural Ethiopia », *Economic Development and Cultural Change*, 53 (1), 93–113.

RÉSUMÉ

L'une des principales menaces qui pèsent sur les producteurs des pays en développement est de voir chuter brutalement le prix international des produits agricoles de base. En effet, une part importante du revenu des petits producteurs de produits agricoles d'exportation dépend du prix international. Si ce prix ne peut être anticipé, les décisions de production ne peuvent être prises de manière efficiente. De plus, les petits producteurs ne disposent généralement pas d'instruments d'assurance efficaces pour faire face aux importantes chutes de revenus, ce qui contribue à accroître leur vulnérabilité. L'objet de cette thèse est précisément d'analyser dans quelle mesure les fluctuations des prix internationaux sont transmises aux prix payés aux producteurs des pays en développement, puis d'estimer les conséquences de l'instabilité des prix internationaux sur l'offre agricole et le niveau de pauvreté dans ces pays. La thèse est constituée de cinq chapitres qui peuvent être lus indépendamment les uns des autres. Les trois premiers chapitres sont consacrés aux mécanismes de la transmission des variations de prix agricoles internationaux aux prix payés aux producteurs. Les deux derniers chapitres sont consacrés aux conséquences de cette transmission sur l'offre agricole et le niveau de pauvreté dans les pays en développement.

ABSTRACT

One of the biggest threats farmers in developing countries face is the fall of world agricultural commodity prices. Indeed, a large part of farmers revenues relies on world prices. As they can not anticipate world price fluctuations, they can not make efficient decisions of production. Moreover, they are widely exposed to price instability and have little ability to cope with big shocks, which makes them more vulnerable. This thesis aims to analyze how the variations of world prices are transmitted to producers prices in developing countries, and estimate the impact of world price instability on agricultural supply and poverty. The chapters can be read independently. Chapters 1, 2 and 3 are devoted to the study of the mechanisms of price transmission. Chapters 4 and 5 provide an analysis of the consequences of world price instability on agricultural supply and poverty level.